Multipler – en analytisk kunstart eller en statistisk videnskab?

- Et studie i den statistiske signifikans af finansielle parametre og et alternativ til peer groups

Af

Philip Bruun Dahl

&

Parthia Mazda Ghaziani

Kandidatafhandling for Cand.Merc.FIR

Copenhagen Business School

Vejleder: Daniel Ørting

15. Maj 2017

Antal sider: 107

Antal tegn: 236.800

Abstract

The objective of this thesis is to shed light on the ability of multiple linear regression to estimate valuation multiples. The proposed model is motivated by the theoretical concept that the value two assets with equal sequences of cash flow, risk and timing (Ross, 1976) must be equal as well as empirical evidence in favor of a determinate relationship between valuation multiples and financial measures and ratios.
Classically, the estimation of multiples have been done by taking the mean of the observed valuation multiples of similar firms selected by an analyst. This thesis break away from tradition and assume that the fundamentals of a firm have a determinate impact on valuation multiples that can be approximated by regression.
To carry out the analyses a dataset consisting of the S&P 1500 Super Composite Index is used for empirical tests of the research design.

The initial results of the analysis are mixed but indicated that there are room for improvement in the research design. Therefore the research design is respecified and using the insights obtained from carrying out the initial analysis and tests of robustness of the initial model. The improved model is vastly superior to the original models in terms of forecast precision as well as the coefficient of determination. The results are somewhat inconsistent measured across different sectors. The Informations Technology and Financial sectors prove consistently hard to forecast with the chosen forecast parameters. However, the improved models, excluding those sectors, results in consistently impressive average forecast errors across all the estimated valuation multiples.

The forecast precision of the respecified model, excluding the Informations Technology and Financials sectors eclipse the results of earlier studies based on peer groups selected according to industry affiliation and fundamentals (Bhojraj & Lee, 2002 and Plenborg et al, 2017). Thus this thesis provides evidence in favor of using fundamentals to estimate valuation multiples. Furthermore the thesis gives further backing to the notion that industry is a significant predictor of valuation multiples even after controlling for fundamentals as asserted by Plenborg et al (2017). This explains the varying results across sectors.

The research design has some advantages over the peer group methodology. First and foremost among these is the relative ease of applying the model. Second is that the method is not limited to work only for firms with a number of close comparables. The disadvantage of the research design is however, that it's rather poor at describing the sectors Informations Technology and Financials.
The analysis is carried out within the constraints of a number of delimitations regarding geography, time and choice of valuation multiples. Thus further studies may back the results beyond these delimitations. The methodology may have several applications in practice although the analysis has emphasized the academical feasibility.

Indholdsfortegnelse

1.0 INDLEDNING 9

1.1 PROBLEMFORMULERING 11
1.2 AFGRÆNSNINGER 12

2.0 TEORI & ANTAGELSER 13

2.1 DE UDVALGTE MULTIPLER 13
2.2 UDLEDNING AF MULTIPLERNES DRIVERE 16
2.2.1 PRISMULTIPLERNE 16
2.2.2 ENTERPRISE VALUE MULTIPLERNE 19
2.3 EVIDENS FOR MULTIPLERS DRIVERE 22
2.4 INDUSTRI-TILHØR 24
2.5 UNDERSØGELSESDESIGN 25
2.6 TEST AF DATA 30
2.6.1 VERIFIKATION AF PARAMETRENES SIGNIFIKANS 32
2.6.2 ROBUSTHEDSTJEK 32
2.7 VALG AF PARAMETRE 35
2.8 PARAMETERVALG 41

3.0 LITTERATURSTUDIE 42

3.1 IDENTIFIKATION AF PEERS VED REGRESSION 42
3.2 KVALITETSKARAKTERISTIKA 43
3.3 IDENTIFIKATION AF PEERS VED KVALITETSKARAKTERISTIKA 46
3.4 IDENTIFIKATION AF PEERS VED SARD 47

4.0 DATA & METODE GENNEMGANG 49

4.1 DATA 49
4.2 METODE 52
4.3 TEST AF FEJL 54

5.0 EMPIRISKE RESULTATER 56

5.1 DESKRIPTIV STATISTIK: DATASÆTTET 56
5.2 DESKRIPTIV STATISTIK: OPDELT I SEKTOR 58
5.3 DESKRIPTIV STATISTIK: OPDELT I STØRRELSE 59
5.4 RESULTATER 62
5.4.1 P/E 64
5.4.2 P/B 71
5.4.3 EV/SALES 77
5.4.4 EV/EBIT 84
5.5 VÆRDIESTIMERINGS MODELLERNE 90

6.0 TEST AF PRÆDIKTIONSFEJL: 91

6.1 ABSOLUTE PERCENTAGE ERROR 91
6.2 SAMMENHOLD MED SARD & REGRESSION 91
6.2.1 SARD METODEN TIL IDENTIFIKATION AF PEERS 91
6.2.2 REGRESSIONS METODEN TIL IDENTIFIKATION AF PEERS 92

7.0 ROBUSTHEDSTJEK 94

7.1 SELSKABSSTØRRELSE 94
7.2 INDUSTRI 95
7.3 ALTERNATIV METODE TIL OPGØRELSE AF FEJL 97
7.4 TID 98

8.0 TILVIRKNING AF SUPERMODELLER 101

8.1 KVALITATIV DISKUSSION AF UNDERSØGELSESDESIGNETS PRÆCISION I PRAKSIS 101
8.1.1 DE ESTIMEREDE REGRESSIONSMODELLER ER FEJLBEHÆFTEDE. 101
8.1.2 DE ESTIMEREDE REGRESSIONSMODELLER ER UFULDSTÆNDIGE. 101
8.1.3. DEN OVERORDNEDE IDÉ BAG MULTIPEL LINEÆR REGRESSION MED OLS ER MINDRE VELEGNET TIL ESTIMERINGEN AF MULTIPLER. 102
8.2 REESTIMERING AF MODELLER 105
8.3 SUPERMODELLENS RESULTATER 106
8.4 SUPERMODELLENS RESULTATER, RENSET FOR INFORMATIONS TECHNOLOGY OG FINANCIALS 107

9.0 DISKUSSION 108

9.1 INDLEDENDE KONKLUSIONER OG FORTOLKNINGER 108
9.2 ANVENDELSESMULIGHEDER FOR OLS-METODEN TIL ESTIMERING AF MULTIPLER 109
9.3 BEGRÆNSNINGER 110
9.4 OLS-MODELLERNES RELEVANS FOR PRAKTIKERE 110

10.0 KONKLUSION 113

LITTERATURLISTE 115

BILAG 119

BILAG 1 – FULDT REGRESSIONSOUTPUT FOR 1994-2014 119
BILAG 2 – REGRESSIONSOUTPUT FOR SELSKABSSTØRRELSE 120
BILAG 3 – KOMPLEKSE LOGARITMER 122
BILAG 4 – REGRESSIONSOUTPUT FOR SUPERMODELLERNE 123

Kapitel 1

1.0 Indledning

Der kan være mange situationer, hvor interessenter, som investorer og ejere af selskaber, kan være interesseret i at estimere værdien af et selskab eller dele heraf. Potentielle investorer kan have interesse i at vurdere, hvorvidt en aktie er korrekt prissat eller om den er over- eller undervurderet, og på baggrund af dette beslutte, om investorerne skal gå lang eller kort i aktien. Selskabet kan selv udføre samme analyse for at vurdere, om selskabet skal foretage tilbagekøb af egne aktier, om selskabet skal benytte aktiekursen til beregning af bonusaflønning af direktionen eller når selskabet skal indikere et prisniveau i forbindelse med en børsnotering eller et off-market salg af ejerandele. Endelig kan det være interessant for ledelsen at analysere aktiekursen for at se på markedets forventninger til selskabets fremtidige performance og sammenholde den med investorernes forventning til konkurrenternes fremtidige performance.

Finansieringslitteraturen er rig på metoder og modeller til værdiansættelse af selskaber og dele heraf. Forskellige faktorer som tilgængelig information, selskabsstørrelse og branchestruktur har gjort det nødvendigt at formulere en række af modeller med forskellige teoretiske og praktiske fordele og ulemper. Disse tæller de direkte modeller, som dividende og residual indkomst modellerne, som ofte vil anvendes, hvor det er muligt at budgettere fremtidige cash flows, for eksempel i forbindelse med køb og salg af ejerandele, bonusaflønninger af ledelse og kreditvurderinger af selskabet. Imidlertid er der visse praktiske hensyn, der kan gøre de direkte modeller mindre attraktive i den konkrete situation. Et selskabs ledelse kan være mere interesseret i at aflæse markedets forventninger til deres værdiskabelse eller at foretage en indikativ værdiansættelse uden at foretage en dybdegående analyse. Her vil det være naturligt at anvende multipler, da de i praksis er lette at anvende og letforståelige. Modsat de direkte modeller giver multipler mulighed for at indikere markedets forventning til selskabernes fremtidige værdiskabelse gennem den pris, der betales for selskabernes indtjening i dag. En ting der taler for anvendelse af multipler er, at de direkte modeller, såsom dividende og residual indkomst modellerne, har en række ulemper, idet estimering af den økonomiske værdi, selskabet vil skabe i budgetperioden og terminalperioden ikke er en eksakt videnskab.

En anden ting der taler for er, at sammenlignelige selskaber bør handles til samme pris, dvs. hvis cash flow, risiko og fremtidsudsigterne er identiske, så bør prisen de handles til være den samme (Ross, 1976).

En ulempe ved de direkte modeller er, at de kan være tidskrævende at udføre, hvis flere selskaber skal analyseres, hvilket stiller store krav til reformulering af regnskabsdata og validering af underliggende forudsætninger for at opnå en pålidelig værdiansættelse af selskaberne.

Arbejdet med multipler har længe koncentreret sig om, hvilke multipler, det giver bedst mening at måle på i forhold til at opnå den bedste indsigt i selskabets værdi og fremtidsmuligheder. Imidlertid har der været relativt lidt fokus på sammenligningsgrundlaget. Ligesom det er svært at vurdere kvaliteten af en selskabs afkastningsgrad og egenkapitalens forrentning uden de vægtede kapitalomkostninger og afkastkrav, så er det svært at vurdere en multipel uden et benchmark. Den traditionelle tilgang til udvælgelsen af sammenlignelige selskaber, peers, har været at udvælge selskaber fra samme industri med en sammenlignelig markedskapitalisering som målselskabet. For nyligt er der sket en udvikling i litteraturen i forbindelse med en artikel af Plenborg et al (2017), der argumenterer for og tester en alternativ fremgangsmåde kaldet "Sum of Absolute Ranked Differences", forkortet SARD. Ifølge Artiklen giver det mere præcise estimater at udvælge gruppen af sammenlignelige selskaber ud fra deres finansielle nøgletal snarere end deres industri.

I denne afhandling vil det blive forsøgt at bringe litteraturen videre ved at undersøge, hvorvidt multipel lineær regression kan anvendes til at opnå mere præcise estimater af multipler end både den traditionelle metode, hvor analytiker udvælger selskaber til en peer group, og SARD-metoden. Denne afhandling vil analysere værdien af at bruge *Ordinary Least Squares*-regression som fremgangsmåde og metodens fordele, ulemper og anvendelsesmuligheder som multipel værdiansættelsesmetode.

Det resterende af afhandlingens **Kapitel 1** vil fortsætte med at specificere problemformuleringen, der sætter rammen for analysen samt relevante afgrænsninger af analysen. **Kapitel 2** omhandler det teoretiske grundlag for brugen af regression til estimering af multipler samt evidens herfor. Heri indgår en beskrivelse af relevante antagelser og udledningen af de teoretiske determinanter for multipler. Kapitlet fortsætter dernæst med at specificere undersøgelsesdesignet og de metoder, der anvendes til analysen af afhandlingens empiriske resultater. I **Kapitel 3** udføres der et litteraturstudie af relevante empiriske studier, der beskæftiger sig med udvælgelseskriterier til sammensætningen af peer groups. I **Kapitel 4** gennemgås konstruktionen af det datamateriale, der ligger til grund for analysen samt bearbejdningen af dette. Endvidere gennemgås analysens metode til estimering af regressionsmodellerne. I **Kapitel 5** anvendes deskriptiv statistik til at beskrive datamaterialet. Resten af kapitlet beskæftiger sig med de empiriske resultater for regressionsmodellerne. **Kapitel 6** beskæftiger sig med måling af regressionsmodellerne prædiktionsevne og sammenholder denne med resultaterne af andre empiriske studier. I **Kapitel 7** testes robustheden af de empiriske resultater overfor faktorer som selskabsstørrelse bestemt ved markedskapitalisering, tid og metode til vurdering af prædiktionsevnen. I **Kapitel 8** anvendes de indsigter, den hidtidige analyse har resulteret i, til at specificere en mere præcis model. I **Kapitel 9** foretages der en diskussion af afhandlingens metodes styrker og svagheder, samt en perspektivering til metodens anvendelsesmuligheder, herunder brugervenlighed og metodens relevans for analytikere kontra akademikere. Afhandlingens **Kapitel 10** summerer de opnåede indsigter i en konklusion.

1.1 Problemformulering

Denne opgave vil undersøge om multipel lineær regression er en mere præcis metode end SARD metoden til at prissætte selskaber på nøgletal dvs., at der med multipel lineær regression opnås en lavere estimeringsfejl[1] end ved brug af SARD metoden.

Opgaven bygger videre på Plenborg et al's (2017) research, der viste, at der var en signifikant gevinst ved at vælge nøgleparametre vha. SARD metoden over industri peers, og dermed er hovedmålet ikke at teste netop dette, men at teste om multipel regression er en bedre metode end SARD, målt på prædiktionsevnen. Idéen med regression er i tråd med Bhojraj & Lee's (2002) resultater, men bygger videre på både deres og Plenborg et als fund. Der anvendes en repræsentativ stikprøve for amerikanske selskaber over en længere tidsperiode, mere specifikt S&P1500 over en tyveårig periode.

I opgaven testes det om multipel regression er en bedre metode end SARD ved at beregne estimeringsfejl og vurdere om multipel lineær regression resulterer i lavere, eller sammenlignelige, estimeringsfejl i forhold til SARD metoden. Ved estimeringsfejl forstås forskellen imellem den estimerede pris og den dagsaktuelle markedsværdi. Hvis afhandlingens metode viser sig at være bedre, sammenlignelig eller kun marginalt mere uprækcis end SARD metoden, vil det blive betragtet som et succeskriterie, da modellen er suverænt let at anvende og opdatere mht. koefficienterne.

Der antages efficiente kapitalmarkeder i den semi-stærke form, hvor alt offentligt er priset ind i aktiekurserne således, at den observerede markedsværdi er et unbiased estimat af den indre værdi (Fama & French, 2001). Implikationen, er at teknisk og fundamental analyse ikke kan anvendes til at generere supernormale afkast.

Derudover vil modellen jf. metodens design være mere simpel at anvende end SARD og kan automatiseres til at indhente nøgletal fra et givent selskab som ønskes vurderet. Relevante multipler kan beregnes baseret på et selskabs nøgletal gennem f.eks. en Bloomberg terminal, på linje med Damodarans nøgletal for markedsrisici, markedspræmier og risikofri rente (Stern, 2017).

Problemformulering

Hvordan kan selskabers multipler mest hensigtsmæssigt udledes af deres finansielle performance uden brug af peers?

- Er et selskabs multipler en approksimativt multidimensional lineær funktion af dets regnskabsmæssige og finansielle nøgletal?
- Hvor robuste er de empirisk estimerede regressionsmodeller?
- Hvor præcis er multipel lineær OLS estimering relativt til anvendelsen af peers?

[1] Estimeringsfejl er den værdi som modellen fejlprissætter eller som aktien er fejlvurderet. Dette vil blive diskuteret og argumenteret for senere i opgaven.

1.2 Afgrænsninger

I afhandlingen vælges data fra USA, nærmere specifikt fra S&P1500 Super Composite Index i perioden 1995-2014 som også senere argumenteret for. Dette kan give udfordringer ift. at anvende de modeller der bliver udviklet i afhandlingen, da der foreligger regionale og nationale forskelle, både i investeringskultur, regnskabsprincipper og –standarder mm. S&P1500 indekset er blevet valgt af sammenlignelighedsgrunde med den implikation at resultaterne alene er gældende for amerikanske selskaber, der afspejler S&P1500 indekset. Derudover udgør amerikanske aktier 35 % af det globale aktiemarked (Verdensbanken, 2017), målt på markedskapitalisering.

Afhandlingen tester ikke hvilke multipler, der fører til de mest præcise værdiansættelser. Der testes heller ikke andre implementerings metoder, end om der findes bedre alternativer til brugen af peers. Selvom der anvendes en række andre metoder, så er dette for at udføre robusthedstjek, samt skabe benchmark for regressionsmodellerne, ikke for at teste disse metoder.

De fire mest hyppigt brugte multipler anvendes, men der afgrænses fra forward multipler, da både Bhojraj & Lee (2002) og Plenborg et al (2017) finder, at fejlene ved estimering af forward multipler er for stor til at have nogen reel værdi. Ligeledes anvendes der ikke kvalitetskarakteristika, både for at udfordre metoden, men også fordi det vurderes, at når de direkte parametre og surrogater er til stede, så bør disses effekt estimeres direkte.

Det er ikke hensigten med denne afhandling at teste, hvilke multipler, der resulterer i de mest præcise estimater af multipler, men alene at vurdere prædiktionsevnen af udvalgte multipler, der har optrådt i den relevante litteratur.

Valget af undersøgelsesdesign er motiveret i afhandlingen. Afhandlingens analyse er afgrænset således, at alternative undersøgelsesdesign ikke specificeres og evalueres. Snarere vil det valgte designs resultater blive sammenlignet med prædiktionsevnen af relevante modeller af Plenborg et al (2017). Med reference til Alford (1992) anvendes de gennemsnitlige afvigelser i procent som mål for modellernes prædiktionsevne. I robusthedstestene af de estimerede modeller anvendes logaritmiske fejl til at teste robustheden af målet for modellernes gennemsnitlige afvigelser i procent. Herudover afgrænses der i forhold til test af alternative mål for modellernes prædiktionsevne.

Observationerne i datamaterialet korrigeres ikke for forskelle i anvendt regnskabspraksis, som det ellers er væsentligt, når selskabers multipler skal sammenlignes. Forskelle i regnskabspraksis kan have betydende virkning for størrelsen af mellemresultater som EBIT grundet effekten af operationel kontra finansiel leasing samt opgørelsen af variable omkostninger alt efter om der anvendes FIFO eller LIFO. Ifølge Plenborg og Petersen (2012) bør alene selskabers driftsperformance analyseres og sammenlignes, hvorfor der også bør korrigeres for ekstraordinære poster.

Kapitel 2

2.0 Teori & antagelser

I nedenstående afsnit vil de teorier omkring multipler og multipel regression som anvendes i opgaven forklares.

2.1 De udvalgte multipler

Afhandlingen vil tage udgangspunkt i prismultiplerne P/E og P/B, samt Enterprise Value-multiplerne, EV/SALES og EV/EBIT, da disse er de hyppigst anvendte blandt analytikere og akademikere (McKinsey, 2008).

P/E multiplen er et udtryk for, hvor meget et selskab koster for hver krones overskud. Er forventningerne til vækst i overskuddet stort vil P/E multiplen være høj. Det antages, at nettoudbetalinger til ejerne vokser proportionelt med nettooverskuddet, hvilket forudsætter, at nettoinvesteringer forbliver på samme relative niveau af overskuddet. Forventes overskudsgraden derimod at være konstant over tid stammer væksten i overskuddet pr. aktie fra omsætningsvæksten.

P/B multiplen udtrykker, hvor meget selskabet koster for hver krone af selskabets egenkapitals bogførte værdi. En afvigelse i P/B multiplen fra en værdi på 1 vil skyldes, at der er forskel på egenkapitalens bogførte værdi og egenkapitalens pris f.eks. fordi den indre værdi berettiger en forskel. Selskaber med forventning om vækst, samt selskaber med signifikante internt oparbejdede immaterielle aktiver, vil ofte opnå høje P/B værdier, da den bogførte værdi af egenkapitalen ikke indfanger værdien af disse.

Prismultipler, som P/E og P/B multiplerne, er relevante der hvor henholdsvis overskud og bogført egenkapital er markedskonforme. Relativt nystartede og unge selskaber vil ofte befinde sig på den venstre del af venture-kurven, og vil enten ikke have et nettooverskud eller ligefrem ikke have omsætning. Dette forhindrer imidlertid ikke disse selskaber i at have en endog meget stor markedskapitalisering. Et eksempel er børsnoteringen af Facebook, Inc., der kort før dets børsnotering i 2012 endnu ikke havde rapporteret et overskud, men Facebook, Inc. præsterede alligevel i 2014 en P/E multipel på 12 (Ball, 2014). Den handlede værdi var $192 mia., mens overskuddet udgjorde $1,5 mia. Det vil implicit betyde, at investorernes afkastkrav, fratrukket den forventede vækst i overskuddet pr. aktie ved hjælp af Gordon's Dividend Growth Model kan udledes til:

$$\frac{D}{R-g} = Markedsværdi\ af\ EK \rightarrow \frac{1{,}5\ mia.}{R-g} = 192\ mia. \rightarrow R - g = 0{,}78\%$$

$$\rightarrow g = R - 0{,}78\%$$

Hvor D udtrykker nettoudbetalinger til ejerne, R er afkastkravet og g er vækstraten i overskuddet pr. aktie. Det ses, at investorerne må forvente, at vækstraten i Facebooks overskud, og som tidligere antaget Facebooks nettoudbetalinger til investorerne, er tæt på investorernes afkastkrav til aktien. De væg-

tede kapitalomkostninger, WACC, havde i årene 2013-2016 en median på mellem 7,5-9 %. WACC'en er et vægtet gennemsnit af afkastkravet og gældsrenten. Afkastkravet vil overstige WACC'en grundet gældsrentens senioritet. Derfor kan det udledes, at der ved børsnoteringen af Facebook var forventninger om kraftig overskudsvækst, da 7,5-9 % (PwC, 2017) ville være et konservativt estimat af afkastkravet. Det er derfor urimeligt at anvende multiplen på 128 som pejlemærke for andre selskaber, der ikke har sammenlignelige vækstforudsætninger og risikoprofil som Facebook. Etablerede selskaber vil naturligt handles til signifikant lavere multipler, men selv andre sammenlignelige selskaber som f.eks. Twitter, Baidu og Google vil finde multiplen upålidelig som udtryk for sin multipel og dermed implicit sin forretning. Dette skyldes, at en relativt lille ændring i den forventede overskudsvækst vil resultere i store udsving i multiplen. Såfremt forventningerne til overskudsvæksten faldt med eksempelvis 0,72 procentpoint, ville det alt andet lige have følgende effekt på multiplen:

$$g = R - 1{,}5\% \rightarrow \frac{D}{R-g} = \frac{1{,}5\ mia.}{1{,}5\%} = 100\ mia.$$

Et fald i den forventede vækstrate på lige over 0,72 procentpoint resulteret i et fald i markedskapitalisering på 47,92 %. Sammenlignelige selskaber vil derfor formentlig handles til forskellige P/E multipler end Facebooks, indtil Facebooks nettooverskud finder et mere naturligt leje.

På samme måde vil et selskab, hvis bogførte værdi af egenkapitalen er negativ eller forholdsmæssig lille, også rapportere en upålidelig P/B multipel. Det bemærkes i øvrigt, at såfremt nettooverskuddet og egenkapitalens bogførte værdi er negativ, da vil hhv. P/E og P/B multiplerne være negative, hvilket ikke gør multiplen uanvendelig som peer, da prisen pr. definition ikke kan være negativ. Ligeledes er der den anden ende af skalaen, hvor tårnhøje multipler skævvrider estimeringen af et givent selskabs multipel.

Eksistensen af sådanne selskaber influerer umiddelbart på en analyse som denne. Som det fremgår af ovenstående vurderes det, at effekten af disse selskabers inklusion er uønsket, grundet den ringe analytiske værdi, disse selskabers multipler formidler. Dette giver anledning til, at det konstruerede datamateriale renses for de ekstreme observationer som disse selskaber udgør, som nærmere beskrevet i dataafsnittet. Disse ekstreme observationer benævnes ofte som outliers (Makridakis et al, 1998). Ydermere er disses eksistens en af grundene til, at det harmoniske gennemsnit finder anvendelse, som beskrevet af Baker & Ruback (1999). Som beskrevet i metodeafsnittet er det harmoniske gennemsnit (Alford, 1992) det mest pålidelige af de forskellige metoder til beregning af gennemsnit i en multipelværdiansættelses sammenhæng.

EV/SALES multiplen udtrykker, hvor meget et selskabs egenkapital og forpligtelser koster for hver krones omsætning. Enterprise value er defineret som summen af egenkapitalens og den nettorentebærende gælds markedsværdier. Enterprise value er altså den handlede aktuelle pris, som det vil koste at overtage selskabets ejere og kreditorers position i selskabet. På samme måde som ved P/E multiplen, kan en relativ høj EV/SALES multipel være et udtryk for forventninger til omsætningsvæksten, da investorerne er villige til at betale relativt meget for den nuværende omsætning. En anden grund til relativt høje værdier kan være, hvis et selskab rapporterer høje overskudsgrader, eller frie cash flow, i forhold til selskaber med lignende forventet omsætningsvækst. Alt andet lige vil et selskab, der konverterer en større del af omsætningen til overskud end sine peers, og dermed generer et større cash flow, der kan udbetales til ejere og kreditorer, handles til en højere multipel.

En anden grund til, at EV/SALES multiplen kan være relativt høj eller lav er, at selskabet kan være over- eller undervurderet. I det tilfælde er der sket en afvigelse fra selskabets indre værdi, hvorfor multiplen også vil afvige, fra det leje, der reflekterer den underliggende værdi.

EV/EBIT multiplen er meget lig EV/SALES, idet tælleren er den samme i begge multipler, hvorfor de effekter der influerer på EV/SALES multiplen har en ensartet effekt på EV/EBIT multiplen. Nævneren er imidlertid forskellig, men ræsonnementet følger samme logik. Selskaber med samme EBIT kan have vidst forskellige EV/EBIT multipler. Den mest iøjnefaldende forklaring vil være, at den samme EBIT i absolutte tal, er resultatet af forskellige EBITmarginer. EBIT fremkommer efter, at Cost of Goods Sold (CoGS), driftsomkostninger, afskrivninger og amortiseringer er fratrukket omsætningen. EBIT befinder sig derfor på et andet detaljeniveau end omsætningen. Selskaber med samme omsætning kan have vidt forskellig EBIT grundet omkostninger og eventuelt omkostningsstruktur. EV/EBIT multiplen for to selskaber i samme branche, eller med samme forventede omsætningsvækst, kan være forskellig med udgangspunkt i, at selskabernes evne til at omsætte den øgede omsætning til driftsoverskud er forskellig, som EBITmarginen er et udtryk for.

Forskelle i EBIT kan også være resultatet af selskabers forskellige omkostningsstruktur snarere end størrelsen af omkostningerne. Selskabers brug af leasing kan sløre det reelle billede af selskabets driftsoverskud. Et selskab, der anvender finansiel leasing vil kunne opretholde en højere EBITmargin end et selskab, der anvender operationel leasing alt andet lige. Finansiel leasing indgår først i regnskabet som del af de finansielle omkostninger, hvorfor omkostningerne leasingen medfører ikke er indregnet i EBIT. Imidlertid vil operationel leasing indgå som driftsomkostning og derfor reducere EBIT.
En af grundene til EV/EBIT multiplens popularitet skyldes, at EBIT kan betragtes som et surrogat for et selskabs frie cash flow. EBITDA, der er EBIT plus afskrivninger og amortisation af aktiver, bruges ofte som surrogat for cash flowet fra driften, selvom EBITDA ikke indfanger effekten af ændringer i arbejdskapitalen, låneomkostninger eller M&A aktivitet (Plenborg & Petersen, 2012). Det følger der-

fra, at EBIT må være anvendelig som surrogat for det frie cash flow, da en del af cash flowet fra driften må anvendes til reinvestering i selskabets aktivmasse for at opretholde selskabets indtjeningsevne. Det frie cash flow er defineret som den mængde penge, der kan udbetales til selskabets ejere og kreditorer uden, at det har effekt på selskabets drift (Plenborg & Petersen, 2012). Det frie cash flow, FCFF, spiller en central rolle i finansiering, hvor det blandt andet bruges til fundamentalanalyse af et selskabs indre værdi.

For at summere ovenstående, så skyldes EV/EBIT multiplens popularitet bl.a., at multiplen tjener som et surrogat for, hvor meget der betales for en krones frit cash flow. Jo lavere dette forhold er, jo mere attraktivt vil selskabet fremstå for potentielle aktionærer.

De to første og sidste multipler har mange ligheder. Derfor vil analysen og udledningen af multiplernes algebraiske udtryk blive udført parvist.

2.2 Udledning af multiplernes drivere

Traditionelt set er multipler for et selskab blevet estimeret enten ved, at en analytiker med stor branchekendskab for et selskab identificerer 3-10 peers, der på både markedskapitalisering, produkter og gældstruktur ligner selskabet. Analytikeren identificerer disse peers handlede multipler, og korrigerer for evt. forskelle i regnskabsaflæggelse/standard, for dernæst at tage medianen af multiplerne. En anden metode er at tilskrive værdi til de underlæggende parametre, efter rationalet om, at to aktiver med ensartede forventede cash flow, forventede risici og vækstrater må handles til samme pris (Ross, 1976). Da afhandlingen tager udgangspunkt i sidstnævnte, vil de underlæggende drivere for multiplerne blive udledt i nedenstående afsnit.

2.2.1 Prismultiplerne

Under en række forudsætninger kan disse multiplers algebraiske udtryk udledes af Gordon's Dividend Growth Model med en konstant vækstrate (Parum, 2015), der kan udtrykkes:

$$P_t = \frac{D_t}{r-g}$$

Hvor D_t er de udbetalte dividender på tidspunkt t, g er den årlige vækstrate i dividenderne og r er det implicitte afkastkrav af egenkapitalen. P_t er nutidsværdien af dividenderne, der vokser med en vækstrate g og diskonteres med r. Når t går mod uendelig er der tale om en uendelig betalingsrække kendt som en perpetuitet.

Formlen begrænses af, at den er udefineret når $r = g$. Hvis $g > r$ fortabes modellens økonomiske rationale, da nutidsværdien af dividenderne vil have modsat fortegn af disse. Det antages derfor, at $g < r$ og, at g er konstant for alle tidspunkter, t.

For at udlede multiplerne indføres yderligere parametre. Lad E_t stå for nettooverskud på tidspunkt *t*, B_t stå for den bogførte værdi af egenkapitalen, *ROE* for egenkapitalens forrentning, α for udbetalingsraten og *1 - α* for reinvesteringsraten.

Det følger endvidere, at $ROE_t = E_t/B_t$ og, at væksten, g, er et produkt af geninvesteringsraten og ROE, således at $g = (1 - \alpha) \cdot ROE$. Via konstruktion må $D_t = \alpha \cdot E_t$, derfor kan der nu substitueres ind i modellen:

$$P_t = \frac{D_t}{r-g} = \frac{\alpha \cdot E_t}{r-g} = \frac{\alpha \cdot B_t \cdot ROE}{r-g}$$

Ved at isolere α i udtrykket for g kan der substitueres yderligere:

$$P_t = \frac{\alpha \cdot B_t \cdot ROE}{r-g} = \frac{(1-\frac{g}{ROE}) \cdot B_t \cdot ROE}{r-g} = B_t \frac{ROE-g}{r-g}$$

Udtryk for P/E og P/B kan nu findes ved at dividere udtrykkene med hhv. E og B:

1. $\frac{P_t}{E_t} = B_t \frac{ROE-g}{r-g} \cdot {E_t}^{-1} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{ROE-g}{r-g} = ROE^{-1} \cdot \frac{ROE-g}{r-g} = \frac{1-ROE^{-1} \cdot g}{r-g} = \frac{1}{r-g} - \frac{ROE^{-1} \cdot g}{r-g}$
2. $\frac{P_t}{B_t} = \frac{ROE-g}{r-g} = \frac{ROE}{r-g} - \frac{g}{r-g}$

Det første udtryk simplificeres ved at tage det inverse udtryk for ROE, svarende til $1/ROE_t = B_t/E_t$. Udledningen af P/E og P/B multiplerne afslører, at de er en funktion af *ROE*, g og *r*. Det vil derfor være naturligt, at undersøge hvordan de afhænger af de forskellige variable.

Ved partiel differentiation kan virkningen af de enkelte variable analyseres. Ved at tage den partielt afledte mht. ROE fås:

1. $\frac{\partial P/E}{\partial ROE} = -(-1) \frac{ROE^{-1-1} \cdot g}{r-g} = \frac{ROE^{-2} \cdot g}{r-g} = ROE^{-2} \frac{g}{r-g} = \frac{1}{ROE^2} \cdot \frac{g}{r-g} > 0$
2. $\frac{\partial P/B}{\partial ROE} = \frac{1}{r-g} > 0$

Det første udtryk er strengt større end 0, da det gælder, at $r > g$ og, at $1/ROE^2$ er større end 0 for alle $ROE \neq 0$. Det andet udtryk er strengt større end 0 for alle $r > 0$. Resultatet af den partielle differentiation stemmer overens med et rationale om, at et større afkast af egenkapitalen medfører en højere pris på aktivet.

Herefter tages den partielt afledte mht. vækstraten i overskuddet pr. aktie, g:

1. $\frac{\partial P/E}{\partial g} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{d}{dg}\left[\frac{ROE-g}{r-g}\right] = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{(r-g)\cdot\frac{d}{dg}[ROE-g]-\frac{d}{dg}[r-g]\cdot(ROE-g)}{(r-g)^2} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{-(r-g)-(-1)\cdot(ROE-g)}{(r-g)^2} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{ROE-r}{(r-g)^2} > 0 \; hvis \; ROE > r$
2. $\frac{\partial P/B}{\partial g} = \frac{ROE}{(r-g)^2} - \frac{(r-g)\cdot\frac{d}{dg}[g]-\frac{d}{dg}[r-g]\cdot g}{(r-g)^2} = \frac{ROE}{(r-g)^2} - \frac{r}{(r-g)^2} = \frac{ROE-r}{(r-g)^2} > 0 \; hvis \; ROE > r$

Udtrykkene udledes ved hjælp af kvotientreglen fra infinitesimalregning[2]. Det er tidligere specificeret, at funktionen er udefineret, hvis *r = g*. Dermed kan det infereres, at de partielle afledte mht. g er større end 0, hvis *ROE > r*. At dette forhold gælder, er imidlertid et intuitivt resultat. Hvis ROE < r, har aktionærerne ikke opnået et tilfredsstillende afkast og væksten destruerer derfor økonomisk værdi (Plenborg & Petersen, 2012).

Slutteligt findes den partielt afledte mht. afkastkravet, r:

1. $\frac{\partial P/E}{\partial r} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{d}{dr}\left[\frac{ROE-g}{r-g}\right] = \frac{1}{ROE} \cdot (ROE-g) \cdot \frac{\frac{d}{dr}[r-g]}{(r-g)^2} = \frac{1}{ROE} \cdot (-1)(ROE-g) \cdot \frac{1}{(r-g)^2} = \frac{1}{ROE} \cdot \frac{g-ROE}{(r-g)^2} \leq 0$
2. $\frac{\partial P/B}{\partial r} = \frac{g-ROE}{(r-g)^2} \leq 0$

For at udlede de partielt afledede af P/E og P/B mht. *r*, anvendes reglen om differentiering af reciprokke funktioner[3]. Grundet den antagne funktion for, g, vil de partielt afledte funktioner være svagt mindre end 0. Svagt mindre end anvendes fordi i tilfældet, hvor *α = 0*, vil *g = ROE* og *P/E = P/B = 0*. Hvis det antages, at α > 0, vil tegnet kunne erstattes med stærkt mindre end i begge uligheder. At α > 0 på langt sigt forekommer intuitivt, da en konstant α på 0 vil betyde, at der aldrig forekommer dividende og dermed vil der i teorien ikke være noget cash flow at tilbagediskontere. Det er dette forhold der bevirker, at $\alpha = 0 \leftrightarrow \frac{P}{E} = \frac{P}{B} = 0$.

At hældningen i afkastkravet er mindre end 0 stemmer overens med, intuitionen om, at prisen på et aktiv er en faldende funktion af aktivets risiko, beskrevet ved afkastkravet, der som bekendt afhænger af aktivets systematiske risiko beskrevet ved β[4].

Det er således klart, at P/E og P/B multiplerne er voksende funktioner af vækstraten, g, egenkapitalens forrentning, *ROE*, og aftagende funktioner af afkastkravet *r*. Disse udledninger tjener også det formål, at de giver analytikere et indblik i, hvor årsagen til forskelle i aktivers multipler skal findes. Det

[2] Kvotientreglen: $\frac{\partial}{\partial x}\left[\frac{f(x)}{g(x)}\right] = \frac{g(x)\cdot f'(x)-f(x)\cdot g\prime(x)}{[g(x)]^2}$

[3] Reglen om reciprokker: $\left[\frac{1}{u(x)}\right]' = -\frac{u\prime(x)}{u(x)^2}$

[4] CAPM: $r = r_f \cdot \beta \cdot \left(r_m - r_f\right) + \varepsilon_t$

bemærkes i øvrigt, at et selskabs branche ikke indgår i formlerne. Dette er evidens til fordel for anvendelsen af finansielle nøgletal til udledningen af peer groups snarere end selskaber tilhørende samme industri, som beskrevet af Bhojraj & Lee (2002) og Plenborg et al (2017). Sidstnævnte studie præsenterer imidlertid evidens til fordel for, at inkluderingen af branchekoder øger den foreslåede models forklaringsgrad.

Undersøgelsesdesignet bygger på det rationale, at hvis ROE, r og g virkelig er surrogater for forventede pengestrømme og deres risici, så vil disse parametre have en determinerende effekt på de multipler, der kan observeres på aktiemarkederne.

2.2.2 *Enterprise Value multiplerne*

EV/SALES og EV/EBIT er i endnu højere grad ensartede end P/E og P/B multiplerne. Da de har samme nævner kan de skrives stort set ens algebraisk, da nævneren ikke giver anledning til meget reformulering.

Fra Miller & Modigliani (1961) vides det, at Enterprise Value, EV, er summen af Egenkapitalens, EK, og den nettorentebærende gælds, NIBD, respektive markedsværdier. EV/SALES og EV/EBIT kan derfor udtrykkes som:

$$1.\frac{EV}{Sales} = \frac{EK + NIBD}{Sales}$$
$$2.\frac{EV}{EBIT} = \frac{EK + NIBD}{EBIT}$$

Markedsværdien af et selskabs egenkapital er defineret som antallet af udestående aktier multipliceret med aktiekursen. Samtidig kan den nettorentebærende gæld omskrives til differencen mellem de rentebærende gældsposter og de finansielle aktiver. Multiplerne kan derfor umiddelbart omskrives til:

$$1.\frac{EK + NIBD}{Sales} = \frac{Antal\ aktier \cdot Aktiekurs + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{Sales}$$
$$2.\frac{EK + NIBD}{EBIT} = \frac{Antal\ aktier \cdot Aktiekurs + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{EBIT}$$

Af de fire udtryk i tælleren er kun aktiekursen af større analytisk værdi. Antallet af aktier styres af det enkelte selskab, ligesom både rentebærende gæld og finansielle aktiver indirekte styres af et selskabs ønskede kapitalstruktur.

Aktiekursen derimod er en mere kompleks størrelse, der er en funktion af markedets forventninger til selskabets fremtidige indtjening og risici.

Ved at antage, at markedet som samlet enhed er rationelt, må kursen for et aktiv kunne beskrives ved aktivets pengestrømme og risici. Det kan derfor antages, at aktiekursen for et givent selskabs aktier er summen af de enkelte pengestrømme, ejerskab af aktien medfører, multipliceret med en diskonteringsfaktor, der er en funktion af tid og risici. Det kan ikke afvises, at opfattelsen af diskonteringen af

fremtidige pengestrømme ikke er konstant over tid. Det vælges at benytte en diskonteringsfaktor for hver tidsperiode. Således vil udtrykket være gældende for det tilfælde at diskonteringsfaktorerne varierer, samtidig med, at det ingen konsekvens har, hvis de alle er ens. Ved at dekomponere aktiekursen med disse antagelser kan multiplerne udtrykkes som følger:

$$1.\ \frac{(\sum_{n=1}^{\infty} CF_n \cdot {DF_n}^n) \cdot Antal\ aktier + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{Sales}$$

$$2.\ \frac{(\sum_{n=1}^{\infty} CF_n \cdot {DF_n}^n) \cdot Antal\ aktier + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{EBIT}$$

CF udtrykker den forventede nominelle pengestrøm, i form af udbytter og aktietilbagekøb, på tidspunkt i. DF står for diskonteringsfaktoren for tidspunkt i. Såfremt diskonteringen sker jævnt over alle tidsperioder, n, kunne udtrykket skrives som DF^n. Det bemærkes, at DF er opløftet i n, i ovenstående udledning, hvilket skyldes at diskonteringsfaktoren her skal forstås som diskonteringen for hver tidsperiode. Diskonteringsfaktoren opløftes derfor til n for at opnå den samlede diskontering fra tidspunkt 0 til tidspunkt n.

Diskonteringsfaktoren er defineret som det risikojusterede beløb du er villig til at betale i dag for 1 kr. modtaget på tidspunkt n. I obligationsteori (Christensen, 2014) kan diskonteringsfaktoren derfor dekomponeres til en funktion af nulkuponrenten. Imidlertid kan dette resultat næppe anvendes direkte, da pengestrømmene fra en obligation er fastsat på forhånd og konkurs derfor er eneste reelle risiko. Diskonteringsfaktoren kan derfor i stedet udtrykkes som en funktion af den implicitte rente, der modtages for aktiers risikobehæftede pengestrømme. Diskonteringsfaktoren kan derfor skrives som følger:

$${DF_n}^n = \frac{1}{(1 + r_n)^n}$$

Multiplerne kan nu skrives således:

$$1.\ \frac{(\sum_{n=1}^{\infty} \frac{CF_n}{(1 + r_n)^n}) \cdot Antal\ aktier + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{Sales}$$

$$2.\ \frac{(\sum_{n=1}^{\infty} \frac{CF_n}{(1 + r_n)^n}) \cdot Antal\ aktier + Rentebærende\ gæld - Finansielle\ aktiver}{EBIT}$$

Det er ikke tilfældigt, at udtrykket, der her er udledt for et givent selskabs aktiekurs bærer en slående lighed med DCF-værdiansættelsesmodellen. Dette skyldes, at en aktie blot er en del af et selskab, hvorfor formlerne er ens, på nær, at pengestrømmen er hhv. pengestrømmen pr. aktie og de samlede frie pengestrømme i selskabet.

Det ses af ovenstående udtryk, at værdien af et selskab er et summen af selskabets NIBD og forventningerne til generering af fremtidige pengestrømme samt risiciene forbundet hermed.

Indtil nu har nævneren fået lov at stå urørt. Dette skyldes, at det tilfører relativt lidt værdi at foretage en omskrivning af denne. Omsætningen i et selskab kan omskrives til Bruttoomsætningen fratrukket rabatter, royalties mv. På samme måde kan EBIT omskrives til Omsætningen fratrukket de samlede driftsomkostninger, da EBIT udtrykket driftsresultatet før skat.

Det ønskes nu at analysere de udledte multipler ved at partielt differentiere disse. Det vil være nærliggende at differentiere formlerne mht. pengestrømmene, CF_n problemet er imidlertid, at der er et komplekst forhold mellem pengestrømmene og antallet af aktier, der besværliggør differentiation. Hvis antallet af aktier øges i forbindelse med en omlægning af kapitalstruktur, vil det have betydning for udbyttet pr. aktie, hvorfor de to størrelser ikke er uafhængige af hinanden. Hvis man ser bort fra dette kan aktiekursen differentieres mht. CF_n og det fås, at:

$$1.\ \frac{\partial \frac{EV}{Sales}}{\partial CF_n} = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{Antal\ aktier}{(1+r_n)^n}}{Sales} > 0$$

$$2.\ \frac{\partial \frac{EV}{EBIT}}{\partial CF_n} = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{Antal\ aktier}{(1+r_n)^n}}{EBIT} > 0$$

Det ses, at multiplerne er en voksende funktion af de forventede pengestrømme. Således vil en forventning om øgede pengestrømme i fremtiden føre til en stigning i selskabets multipler. Antallet af aktier er strengt større end nul, da et aktieselskab ikke kan eksistere med nul aktier og det giver ikke mening, at have et negativt antal. Udtrykkene vil således være strengt positive såfremt nævneren er positiv. Dette vil altid være tilfældet så længe $r_n > -1$, hvilket er en rimelig antagelse, da $r_n = -1$ ville svare til en rente på -100 %. Samtidig bygger resultatet på en antagelse om, at omsætningen og EBIT er positive, hvilket ikke nødvendigvis holder for EBIT.

Differentieres udtrykkene mht. r_n fås:

$$1.\ \frac{\partial \frac{EV}{Sales}}{\partial r_n} = \frac{-n(\sum_{n=1}^{\infty} \frac{Antal\ aktier}{(1+r_n)^{(n+1)}})}{Sales} < 0$$

$$2.\ \frac{\partial \frac{EV}{EBIT}}{\partial r_n} = \frac{-n(\sum_{n=1}^{\infty} \frac{Antal\ aktier}{(1+r_n)^{(n+1)}})}{EBIT} < 0$$

Multiplerne er en faldende funktion af den implicitte kapitalomkostning for et selskabs fremtidige pengestrømme. Det betyder, at en stigning i den forventede risiko vil resultere i lavere multipler. De partielt afledte, er strengt mindre end 0, da *n* i sumtegnet er defineret fra 1 til uendelig og –*n*, vil derfor være strengt mindre end 0. Igen bygger det på antagelser om, at omsætningen og EBIT i sig selv er større end 0.

Grundet forholdet mellem antallet af aktier og kursen vil der blive differentieret med udgangspunkt i det mere summariske udtryk for enterprise value:

$$1.\frac{EV}{Sales} = \frac{EK + NIBD}{Sales}$$
$$2.\frac{EV}{EBIT} = \frac{EK + NIBD}{EBIT}$$

Det er relativt let at se, at:

$$1.\frac{\partial \frac{EV}{Sales}}{\partial EK} = \frac{\partial \frac{EV}{Sales}}{\partial NIBD} = \frac{1}{Sales} > 0$$
$$2.\frac{\partial \frac{EV}{EBIT}}{\partial EK} = \frac{\partial \frac{EV}{EBIT}}{\partial NIBD} = \frac{1}{EBIT} > 0$$

De to partielt afledte er lig hinanden, da de begge giver 1 differentieret, mens den anden behandles som en konstant i den partielle differentiation. Da formlen for de anvendte multipler er en brøk, da giver det intuitiv mening, at hvis tælleren stiger, mens nævneren holdes konstant, da vil funktionsværdien stige. Udtrykkene er strengt større end nul under antagelse af, at EBIT og omsætningen er større end 0.

Den partielt afledte mht. hhv. omsætningen og EBIT kan udtrykkes:

$$1.\frac{\partial \frac{EV}{Sales}}{\partial Sales} = -\frac{EK + NIBD}{Sales^2} < 0$$
$$2.\frac{\partial \frac{EV}{EBIT}}{\partial EBIT} = -\frac{EK + NIBD}{EBIT^2} < 0$$

Disse udtryk er strengt mindre end 0 under antagelse om, at summen af egenkapitalens og den nettorentebærende gælds markedsværdier er positiv. Dette er en realistisk antagelse, da dette ville betyde, at markedsværdien af selskabet er negativ, hvilket ikke er muligt. Bemærk, at nævneren altid vil være positiv, da kvadratet af et tal er positivt for alle reelle tal udover 0. I det tilfælde, hvor omsætningen og EBIT er nul, er udtrykkene ikke definerede. På samme måde som, da tælleren blev differentieret holder logikken, at når nævneren stiger, mens tælleren holdes konstant, da vil funktionsværdien falde.

2.3 Evidens for multiplers drivere

Det er ikke muligt at observere investorers forventninger til et selskabs risiko og fremtidige vækst. Da den enkelte investors forventninger til vækst ikke kan observeres. Det samme kan ikke siges for det samlede markeds forventninger til vækst, da det er den aggregerede forventning fra alle markedsparticipanter og dermed implicit fremgår af aktiekurserne såfremt, der er konsensus om de øvrige determinanter for kursen.

Da forventningerne til vækst i overskuddet pr. aktie derfor ikke kan observeres, er det nødvendigt enten at estimere dem eller anvende surrogater, såfremt driverne skal kunne indgå i analysen. Tidligere studier har anvendt forskellige metoder til beregning af væksten i overskuddet. Disse metoder tæller historisk vækst, realiseret vækst og konsensus om forventet vækst. Korrelationen mellem P/E multipler og væksten i det foregående år er negativ ifølge Beaver & Morse (1978), Fairfield (1994) og Hansen, Mouritsen & Plenborg (2003). Derfor lader det ikke til, at historisk vækst er en god indikator for fremtidig vækst. Dette resultat bestyrkes af, at Fairfield (1994) ydermere finder, at forskellen i væksten i overskud pr. aktie mellem selskaber med høje og lave P/E værdier falder til kun to procentpoint efter fem år. Imidlertid er forskellen signifikant større i de tidligere år.

Beaver & Morse (1978), Fairfield (1994) og Hansen, Mouritsen & Plenborg (2003) finder, at der er en positiv korrelation mellem P/E multipler og realiseret vækst. Det virker intuitivt, at den egentlige vækst i perioden er positivt korreleret med prisen, der betales for en andel af overskuddet. Ulempen ved denne metode er til gengæld, at den realiserede vækst først kan beregnes efter den er realiseret. Den realiserede vækst kan derfor ikke anvendes til at estimere nutidige eller fremtidige multipler såfremt der ikke lige er aflagt regnskab.

Den sidste metode, der anvendes af Harris & Marston (1994), anvender et gennemsnit af analytikeres estimater af fremtidig vækst i overskuddet pr. aktie over de næste fem år.

Fairfield (1994) samt Hansen, Mouritsen & Plenborg (2003) finder, at P/B multipler er positivt korreleret med den nuværende profitabilitet udtrykt ved ROE. Fairfield (1994) finder endvidere, at forskelle i ROE hos selskaber grupperet efter deres P/B multipler er relativt konsistente over tid og altså ikke udlignes.

Risiko kan ej heller observeres, men med udgangspunkt i teorien om "*the Capital Asset Pricing Model*", CAPM, kan den såkaldte systematiske risiko, kaldet beta, anvendes som parameter. Teorien om systematisk risiko fremfører, at investorer er risikoaverse og derfor forventer højere afkast af risikable aktiver. Dele af risikoen, kaldet usystematisk risiko, er en risiko der i princippet kan undgås ved at sprede sin investering udover flere aktiver. Den usystematiske risiko kan dermed diversificeres (Bodie et al, 2013). Det er således kun den systematiske risiko en rationel investor kan basere sit forventede afkast på.

Beaver & Morse (1978) finder, at beta har en lav forklaringsgrad i forhold til niveauet af P/E multipler. Harris & Marston (1994) finder, at P/B multiplen er en negativ funktion af beta, såfremt der kontrolleres for væksten i selskabet. Dette kan skyldes, at afkastkravet er en positiv funktion af beta. Hvis beta stiger vil afkastkravet derfor også stige. Alt andet lige vil dette medføre et fald i værdien, medmindre indtjeningen stiger tilsvarende. Dette forekommer rationelt, idet større standardafvigelse øger usikkerheden, og vil få afkastkravet til at stige, jf. CAPM.

2.4 Industri-tilhør

Industrier har været omtalt i mange dele af den erhvervsøkonomiske litteratur. Den klassiske forståelse af en industri, er en gruppe af selskaber, der producerer homogene produkter. Et eksempel på en industri i denne forstand f.eks. være bryggerier, social media selskaber eller bilproducenter.

I takt med udviklingen af marketing er industribegrebet siden hen blevet udfordret af bl.a. Hill & Jones (2012) og Porter (2008). Alle selskaber, der opererer på konsumentmarkedet, konkurrerer essentielt set mod hinanden i og med, at deres indtjening kommer fra samme kilde, forbrugernes disponible indkomst.

Alle disse selskaber betragter imidlertid ikke hinanden som konkurrenter. selskaber fokuserer i stedet udelukkende på konkurrenter fra samme industri, hvor graden af konkurrence er størst. Afsætningslitteraturen, herunder bl.a. Hill & Jones (2012), udfordrer den klassiske forståelse af en industri ved at fremføre, at en konkurrent ikke alene er et selskab, der producerer et produkt der er homogent i forhold til sit eget selskabs produkter. Afsætningslitteraturen går videre og argumenterer for, at et selskabs konkurrenter er de selskaber, der søger at opfylde de samme behov for forbrugerne som selskabet selv (Hill & Jones, 2012). En industri kan derfor alternativt defineres som en gruppe af selskaber, der alle søger at opfylde det samme behov hos forbrugerne. Denne definition åbner op for, at konkurrence tænkes mere bredt. Et bryggeri som Carlsberg A/S, kan med denne definition iagttage konkurrence fra mikrobryggerier, vin- og spiritusproducenter foruden de store bryggerier som Heineken NV og AB InBev, som typisk ville klassificeres som peers til Carlsberg. Det er klart, at graden af konkurrence varierer indenfor denne klassifikation. Konkurrencen mellem Carlsberg og Heineken vil være mere snæver end mellem Carlsberg og en vilkårlig vinproducent. Imidlertid har Carlsberg også cider-produkter, der er i snævrere konkurrence med mærker som Bacardi, og specialøllen Jacobsen, der er i direkte konkurrence med mikrobryggerier som Svaneke Bryghus, Nørrebro Bryghus, Mikeller m.fl. For at beskrive denne forskel i graden af konkurrence er den såkaldte skydeskivemodel blevet opfundet til at opdele konkurrenter efter, hvor snæver graden af konkurrence er (Kotler et al, 2012)

Af definitioner af industri er en af de mere kendte fra brancheanalysen af Michael Porter (2008), kendt som *Porter's Five Forces*. Porter's artikel beskriver en industri som den mængde af selskaber for hvilke, de kompetitive kræfter er sammenlignelige. Med dette forstås, at en industri udgøres af de selskaber for hvilke graden af konkurrence, indtrængningsbarrierne og de substituerende produkter samt forbrugernes og leverandørernes forhandlingskraft er sammenlignelige. Denne industris selskaber vil være forskelligt positioneret, hvilket kan føre til forskelle i, hvor kraftigt de påvirkes af de forskellige kompetitive kræfter. Imidlertid er den overordnede effekt ensartet. Denne definition lægger op til en mere snæver forståelse af industribegrebet end opfyldelsen af basale behov, men stadig mere rumme-

lig end den klassiske definition. Dette er tilfældet, da de kompetitive kræfter, der gælder for eksempel Carlsberg vil være forskellige fra dem et mikrobryggeri oplever.

Da der findes et væld af forskellige industrier, uanset definition, gives forskellige industrier gerne en kode, der anvendes til forskellige formål. Primært gør et sådant system det overskueligt, hvilke selskaber der arbejder med det samme og koden giver et hurtigt indblik i, hvad et selskab primært beskæftiger sig med. I Nordamerika er NAICS blevet indført som et sådant system. Her klassificeres et selskab som tilhørende en specifik industri med udgangspunkt i selskabernes produktionsprocesser.

Det er blevet nævnt, hvordan industrier indgår i konkurrenceanalyser i marketing, men af større relevans for denne afhandling, har industrier traditionelt udgjort peer groups til multipelværdiansættelse. Som det bliver belyst i litteraturstudiet testes forskellige parametre ofte mod den traditionelle udvælgelsesmetode baseret på industritilhør eller i samspil med denne. Industritilhør viser sig at være en signifikant determinant for et selskabs multipel konkluderer både Plenborg et al (2017) og Bhojraj & Lee (2002). Dette betyder, at industri har en signifikant og unik effekt på kursen på selskaberne, der udgør industrien. Denne effekt er umiddelbart ikke kvantificerbar, men må være et resultat af unikke forventninger til industriens fremtid.

Det virker derfor som en rimelig antagelse, at det ville øge forklaringsgraden af den model, denne afhandling specificerer, hvis industritilhør kunne inkluderes som forklarende parameter. Imidlertid kan inklusionen af industritilhør ikke kvantificeres, da en skriftlig beskrivelse af en industri ikke kan omsættes til meningsfyldte tal. Industrikoder kan ej heller anvendes med noget mål af pålidelighed, da kodens tal ikke har nogen økonomisk betydning. Tidligere studier som Bhojraj & Lee (2002) har ikke diskuteret definitionen af industri, men forladt sig på industrikoderne, formentlig grundet en mangel på praktiske alternativer til denne metode.

I denne afhandling foretages populationsbegrænsninger når der testes for om industri er bedre til at forklare størrelsen for multiplerne. Dvs. at populationen f.eks. begrænses til at være udgjort af 'Informations Technology' selskaber, det være sig Facebook, Twitter og lignende selskaber.
Til at identificere industri for observationerne i datasættet, anvendes Global Industry Classification (GICS) koder for industri, som både Kold & Knudsen (2015), Plenborg et al (2017) og Bhojraj & Lee (2002) anvender.

2.5 Undersøgelsesdesign

I litteraturstudiet er der blevet redegjort for en række undersøgelsesdesign relateret til multipelværdiansættelse. Undersøgelsernes meritter er blevet analyseret samt de enkelte undersøgelsers forskelle og ligheder. I dette afsnit vil der blive redegjort for et alternativt undersøgelsesdesign. Dette design vil tjene som denne opgaves primære analyse af multipler.

Ved at studere den relevante litteratur findes der evidens til fordel for multipelværdiansættelse baseret på finansielle nøgletal. Afhandlingens design vil fortsætte i det spor. Med inspiration fra primært Kold & Knudsen (2015), Plenborg et al (2017) og Bhojraj & Lee (2002) er det mere specifikt er det afhandlingens intention, at analysere forskellige nøgletals betydning for et selskabs multipel ved hjælp af multipel lineær regression.

Afhandlingens intention er derfor at bryde med den klassiske tankegang om anvendelsen af peer groups og i stedet anvende flere datapunkter for at eliminere det bias, der kan opstå på baggrund af en relativt lille stikprøve fra en population af selskaber. Afhandlingens undersøgelsesdesign fungerer i stedet ved, at der beregnes koefficienter for de udvalgte nøgletal som P/E og P/B multiplerne direkte eller indirekte er determineret af. På den måde vil multiplen for ethvert selskab, der er sammenlignelig med datagrundlaget, kunne udregnes ved at indsætte de respektive nøgletal og multiplicere disse med deres koefficienter. Koefficienterne bestemmes ved at udføre en multipel regression med for eksempel datagrundlagets P/E og P/B-værdier som afhængige variable og nøgletallene som uafhængige variable.

Afhandlingens model kan opskrives på følgende formel:

$$E(\pi) = k + \omega_1 x_1 + \omega_2 x_2 + \cdots + \omega_n x_n = k + \sum_{i=1}^{n} \omega_i x_i$$

Modellen beregner den estimerede multipel, $E(\pi)$, som summen af produkterne af de forklarende variable, x_i, og deres tilsvarende koefficienter, ω_i, plus en konstant, k. Konstanten udtrykker den teoretiske pris et aktiv med alle nøgletal lig nul vil blive handlet til. Tallet π anvendes som symbol for den beregnede multipel. I det videre arbejde med modellen antages det, at k er lig nul. Antagelsen baseres på det forhold, at et selskab, der ikke har et afkastkrav, overskud, omsætning eller lignende må have en værdi på 0 kr. Interceptet på prisaksen vil derfor forekomme i origo. Modellen kan dermed simplificeres til:

$$E(\pi) = \omega_1 x_1 + \omega_2 x_2 + \cdots + \omega_n x_n = \sum_{i=1}^{n} \omega_i x_i$$

Regressionen udføres år for år og der kan derfor tjekkes for robusthed på tværs af tid. Dette følger samme tankegang som Bhojraj & Lee, der fandt, at de enkelte parameters fortegn var de samme i alle årene. På samme måde kan der testes om koefficienterne har samme fortegn og størrelsesorden. Foruden koefficienterne beregnes også regressionens forklaringsgrad. Med denne er det muligt at give et kvalificeret bud på, hvor meget af variansen i P/E og P/B multiplerne, der forklares af de valgte para-

meter. Undersøgelsesdesignet gør det også muligt at sammenligne med en regressionsmodel med industrikode som uafhængig variabel. Forklaringsgraden på de to modeller kan sammenlignes tillige med en hybridmodel, der inkluderer både parametre og industrikode.

Foruden forklaringsgraden kan modellen testes ved at tage en række selskaber og beregne deres multipler direkte og med koefficienterne og sammenligne resultaterne. Til formålet kan afvigelsen beregnes ved følgende formel:

$$\varepsilon = \frac{\pi - E(\pi)}{\pi}$$

Formlen beregner den procentuelle afvigelse i den estimerede multipel relativt til den beregnede multipel. Jo lavere disse fejlled er jo bedre estimerer modellen reelle multipler.

Forudsætninger for multipel lineær regression (MLR)

Der er seks forudsætninger der skal være opfyldt før, at den multiple lineære regression kan anvendes uden forbehold og siges at være retvisende, som argumenteret for herunder. De seks forudsætninger sikrer unbiased estimater af koefficienter, og standard fejl.

Multipel Lineær Regressions forudsætninger (MLR) (Stock & Watson, 2011)

MLR 1-5 er forudsætninger der skal være opfyldt for unbiased koefficienter

- MLR.1: Lineære parametre
    - OLS-metoden resulterer i en model på følgende generelle form, som beskrevet i undersøgelsesdesignet

      $$E(\pi) = \omega_1 x_1 + \omega_2 x_2 + \cdots + \omega_n x_n + \varepsilon_i = \sum_{i=1}^{n} \omega_i x_i + \varepsilon_i$$

      Det bemærkes, at der i modellen er udeladt konstantleddet som før antaget. Omegaerne, ω_i, er de estimerede koefficienter for driverne, x_i, mens ε_i er udtryk for modellens fejlled.
    - For estimeringen af både pris og værdimultiplerne synes denne antagelse rimelig. Der anvendes en F-test, som tester en nulhypotese om, at den afhængige variabel er en approksimativt lineær funktion af mindst en af parametrene (Stock & Watson, 2011). Desuden kommenteres der på et Added Variable Plot (AVPLOT), som viser residualerne af den afhængige variabel som funktion af alle parametre udover x_i mod residualerne af x_i som funktion af alle parametrene udover x selv (NIST, 2002). Det betyder, at resultatet af AVPLOT kan tolkes som sammenhængen mellem den forklarende variabel og en given parameter, når der tages højde for korrelation med de andre parametre samtidigt med, at alle andre parametre holdes konstante.

- MLR.2: Tilfældig stikprøve
    - Stikprøven er nærmere beskrevet under data, og er tilfældigt udvalgt. Antagelsen vurderes opfyldt.
- MLR.3: Ingen perfekt kollinearitet mellem de uafhængige parametre, dvs. ingen af de forklarende parametre har en korrelation på enten -1 eller 1 med nogen af de øvrige parametre, hvilket kan testes ved hjælp af en korrelationsmatrice, som opstiller korrelationen mellem parametrene.

  Såfremt perfekt positiv eller negativ korrelation mellem parametre forefindes, da vil den reelle effekt af disse parametre sløres af tilstedeværelsen af de øvrige. Perfekt korrelation opnås, når en parameter er en eksakt lineær kombination af en eller flere af de øvrige parametre. Perfekt korrelation kan i teorien føre til uendeligt høje standard fejl for modellen, hvilket er uønskværdigt. Såfremt perfekt korrelation forefindes, da ophører parametrene med at være uafhængige, hvilket er en nødvendig forudsætning for at estimere en pålidelig regressionsmodel. Det bemærkes, at stærk korrelation mellem parametre ikke er et tegn på et problem med modellen, så længe korrelationen ikke er perfekt er det uden konsekvens, hvor høj korrelationen egentlig er for opfyldesen af MLR.3 (Stock & Watson, 2011).

  Desuden testes modellernes Variance Inflation Factor (VIF), som er et indeks for multikollinearitet, dvs. VIF er et udtryk for hvor meget variansen for en estimeret parameter er forhøjet grundet kollinearitet (Stock & Watson, 2011).

- MLR.4: Betinget middelværdi = 0 for fejlledende

  Fejlledende skal have en forventet middelværdi på 0

  $$E(\varepsilon_{t\omega}) = 0, t \in [0; n]$$

    - Det er muligt at anvende en Durbin-Watson test for at teste for autokorrelation i datasættet, men i databehandlingsprogrammet STATA er det ikke muligt at udføre testen, når data er robust, samt når der ikke indgår konstantled. Desuden kan der ikke testes for middelværdi, $\mu = 0$, da den sande middelværdi, μ, er ukendt, men kun den estimerede middelværdi, $\hat{\mu}$, kendes. Denne MLR-4 kan således kun antages opfyldt if. Stock & Watson (2011) samt Makridakis et al (1998).
- MLR.5: Homoskedastiske fejlled, dvs. fejlledende har konstant varians.
    - Hvis var(ε | X=x) er konstant, dvs. hvis variansen for den betingede fordeling af ε givet X ikke afhænger af x, så er ε homoskedastisk. Hvis ikke dette er opfyldt, så er ε heteroskedastisk.

- Til at teste for homoskedastiske fejlled anvendes en Breusch-Pagan test, hvis nulhypotese er, at fejlledende har konstant varians, dvs. er homoskedastiske. Resultatet udtrykkes i en p-værdi.
- For at korrigere for heteroskedastiske fejlled, anvendes robuste standardfejl, der ved hjælp af matriceregning transformerer variansen i de empiriske fejlled således, at variansen er konstant henover observationssættet (Yamano, 2009). Dette implikerer, at de robuste standard fejl vil have en større værdi end OLS-standardfejlene, såfremt variansen af OLS-standardfejlene er større for de observationer af x_i, der befinder sig langt fra $\bar{x}$ (Snyder, 2012).

Når der skal udføres t- og F-test, skal MLR-6 være opfyldt for, at standardafvigelsen er korrekt.

- MLR.6: Normalfordelte fejlled
  - Fejlledende u_i er uafhængige af de forklarende variable $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$ og er normalfordelte med middelværdi nul og fælles varians $\sigma^2 : \mu_i \sim N(0, \sigma^2)$
  - Der udføres en Skewness/Kurtosis test (SK test) for at teste om fejlledende er normalfordelte. SK testen er som foreslået af D'Agostino, Belanger, & D'Agostino (1990) anvendt, da den tester normalitet i fejlledende baseret på en skewness og kurtosis test, for så at kombinere de to resultater i en overordnet test statistik, som så kan udtrykkes i en p-værdi.

Ydermere vurderes det relevant at antage:

- Kontinuert afhængig variabel
  - Den uafhængige variabel opfylder med rimelighed antagelsen om, at den er kontinuert. At en funktion er kontinuert betyder, at hældningen af funktionen er defineret i alle punkter. At en funktion er kontinuert er en forudsætning for, at funktionen kan differentieres. De analyserede multipler er blevet partielt differentieret med henblik på at opnå indsigt i, hvordan de påvirkes af ændringer i de uafhængige parametre. Det er derfor nødvendigt at antage, at funktionen for multiplerne er en kontinuert funktion. For at en funktion kan være kontinuert må et vilkårligt linjestykke mellem to punkter atter kunne opdeles i uendeligt mange flere punkter. Funktionen må altså ikke bestå af uforbundne punkter. Dette er med rimelighed opfyldt, da divisionen mellem to absolutte antagelser kan resultere i talrige fraktioner. Reelt er der en grænse, da økonomiske størrelser ikke opgøres med vilkårligt mange decimaler, hvorfor der vil være minimale

spring mellem punkterne. Fraktionerne er imidlertid tilstrækkeligt nære til, at antagelsen i praksis er rimelig.

- Der må ikke være signifikante outliers eller punkter der skævrider testen i enten positiv eller negativ retning
    - Denne problemstilling er minimeret, da data er windsorized, og antages derfor opfyldt. Der kommenteres desuden på graferne fra AVPLOTs.

Antagelser for multipel lineær regression – test for heteroskedasticitet

Breush-Pagan testen kan kun spore heteroskedasticitet, når MLR1-4 er opfyldt eller på anden vis godtgjort. Hvis MLR4 ikke er antaget er modellen ikke korrekt specificeret, hvilket kan resultere i, at testen kan spore heteroskedasticitet selvom der ikke er nogen. Derfor er det essentielt at være sikker på at MLR1-MLR4 gælder før der testes for heteroskedasticitet.

Det kun er MLR.1 & MLR.3, der kan testes for, mens MLR.2 & 4 begge antages opfyldt. MLR.1 testes ved at udføre en F-test for signifikansen af de uafhængige parametre i fællesskab samt AVPLOTs af sammenhængen mellem de enkelte parametre og den afhængige variabel.

2.6 Test af data

Forklaringsgrad, R^2

Forklaringensgraden, R^2, udtrykker hvor meget af den samlede varians i den afhængige variabel, der forklares af de udvalgte uafhængige parametre (Makridakis et al, 1998). Når en regressionsmodel estimeres er det derfor essentielt at tjekke modellens forklaringsgrad for at kunne sige noget meningsfyldt om modellens teoretiske forklaringsevne. I multipel regression optræder dataen som en mængde af punkter i et n-dimensionalt koordinatsystem. Regression fungerer ved, at der findes den n-dimensionale lineære funktion, der forklarer mest muligt af variansen i datapunkterne. Regressionsfunktionen er altså den funktion, som har den højeste forklaringsgrad. Maksimeringen af forklaringsgraden findes, når de kvadrerede afvigelser mellem den estimerede n-dimensionale lineære funktion og de egentlige datapunkter minimeres. De kvadrerede afvigelser anvendes, således at positive og negative afvigelser ikke udligner hinanden. Ligningen for forklaringsgraden kan opskrives som følger:

$$R^2 = \frac{Varians\ af\ Y\ forklaret\ af\ parametre}{Total\ varians\ af\ Y}$$

Ligningen tager form af en brøk med den samlede varians af den afhængige variabel Y som nævner, og den forklarede varians af de uafhængige parametre som tæller. Formlens konstruktion bevirker, at R^2 altid vil være et tal mellem 0 og 1. Intet antal uafhængige parametre kan forklare mere end den samle-

de varians i den afhængige variabel, hvorfor tælleren ikke kan være større end tælleren. Samtidig kan en model ikke forklare en negativ andel af den samlede varians.

En forklaringsgrad på 0 vil betyde, at den estimerede model ingen værdi har i forhold til beskrivelse af den afhængige variabel. I essensen betyder en forklaringsgrad på 0, at Y ikke er en funktion af de valgte parametre. En forklaringsgrad på 1 betyder omvendt, at al variansen i den uafhængige variabel er forklaret af parametrene, hvorfor regressionsmodellen er perfekt. I praksis vil det være usandsynligt at opnå en forklaringsgrad på 1, da det kræver, at alle parametre, der har den mindste betydning for den afhængige variabel skal indgå i modellen, hvilket ikke kan lade sig gøre i praksis.

Hvornår en model har en acceptabel forklaringsgrad er i sagens natur et subjektivt spørgsmål. Det kan være svært at argumentere for et absolut niveau af forklaringsgrad. Jo mere kompleks variansen i den afhængige variabel er, jo sværere vil det være, at opnå en høj forklaringsgrad. I stedet bør forklaringsgraden bruges som et benchmark. En model må siges at være acceptabel, hvis den forklarer variansen i den afhængige variabel bedre end alternative modeller.

Forklaringsgraden har den indbyggede ulempe, at den stiger i takt med, at der tilføjes flere forklarende parametre, da R^2 ikke tager højde for, at antallet af frihedsgrader reduceres (IBID). Derfor anvendes den justerede forklaringsgrad, R^2_{adj}, da denne korrigerer for tilføjelsen af flere forklarende variabler, ved at korrigere for reduktionen i antallet af frihedsgrader. Frihedsgrader er det antal af parametre, der frit kan bestemmes, alternativt med visse begrænsninger. Antallet af frihedsgrader vil altid være mindre end antallet af parametre, da en eller flere parametre må antage bestemte værdier for, at lighedstegnet skal være opfyldt. I den generelle lineære funktion givet ved f(x) = ax + b, er der ingen frihedsgrader, da kun én x-værdi resulterer i en given y-værdi, såfremt konstanten a er forskellig fra 0. Omvendt vil den 2-dimensionale lineære funktion f(x,y) = ax + by + c have én frihedsgrad, da en uendelig række kombinationer af x og y kan resultere i samme resultat. Hvis en værdi fastsættes for x, er modellens ene frihedsgrad imidlertid opbrugt og y skal antage en bestemt værdi for at opfylde lighedstegnet. Denne uendelige række af kombinationer kan illustreres ved niveaulinjer i et koordinatsystem som det ses i lineær programmering. Hvis man derfor anvender R^2 kan problemet med overfitting af dataen opstå, således, at R^2 bliver kunstig høj og vurderes værende præcis, men faktisk leder til upræcise projektioner. Ligningen for den justerede forklaringsgrad kan opskrives som følger:

$$R^2{}_{Adj} = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-k-1}$$

Hvor n er antal observationer og k er antallet af forklarende parametre i modellen. Forskellen mellem R^2 og R^2_{adj} er, at R^2_{adj} viser den procentuelle variation forklaret af de uafhængige variabler som egentlig påvirker den afhængige variabel. R^2_{adj} giver derfor et mere retvisende billede af, hvor stor en andel af den samlede varians, modellen forklarer.

2.6.1 Verifikation af parametrenes signifikans

En t-test tester nulhypotesen, om hvorvidt en parameters sande middelværdi er 0 (IBID). Testen indikerer om værdierne er signifikant forskellige fra 0, her anvendes et 95 % konfidensinterval. T-testen resulterer i en værdi, som aflæses i en t-test tabel. I tabellen kan der for den resulterende testværdi aflæses en tilsvarende p-værdi (IBID). Indeholder 95 % konfidensintervallet ikke 0, så vil p-værdien være under 5 %, og dermed kan det konstateres med 95 % sandsynlighed, at parameteren eller konstantledet er signifikant forskellig fra 0, hvilket betyder, at parameteren eller skæringen anvendes i modellen. Er p-værdien over 5 %, så kan det ikke afvises, at parameteren eller skæringen ikke er signifikant forskellig fra 0 på et 5 % signifikansniveau, og parameteren eller konstantledet bør udelades af modellen.

2.6.2 Robusthedstjek

Når en model er estimeret er det let at aflæse dens forklaringsgrad og på den vis afgøre, hvor brugbar modellen er. Det er imidlertid her vigtigt at vente med den endelige afgørelse indtil efter modellen er blevet underkastet en række opfølgende test. Disse såkaldte robusthedstjek udføres for at øge ens tillid ikke bare til modellen, men også den underliggende idé bag modellen. En model, der viser sig at være robust, øger betragteligt akademikerens tro på modellens prædiktioner. Modeludvikleren og andre læsere vil i højere grad kunne inferere konklusioner fra en model, der viser sig at være robust. Der vil derfor blive lagt større vægt på modellens forudsigelser efter er blevet underlagt et grundigt robusthedstjek, forudsat den ikke fejler i disse. I en model, som denne undersøgelse resulterer i, vil det være nærliggende at undersøge, hvorvidt modellen er robust på tværs af sektorer, selskabsstørrelse, metode til måling af fejl og særligt tid.

Hvis undersøgelsen resulterer i en acceptabel model på et givent tidspunkt, men succesen ikke kan replikeres, da bør man være overordentligt påpasselig med at inferere noget fra modellen. En model der kun har vist sig brugbar på et specifikt historisk tidspunkt har ringe værdi i dag. Er en model som den, der beskrives og estimeres i denne afhandling ikke robust over tid, da er det formentlig idéen bag modellens design, der er utilstrækkelig. For at teste om modellen er robust over tid, er der blevet estimeret regressionsmodeller år for år for hver af de fire multipler i analyseperioden. Denne fremgangsmåde gør det muligt at undersøge om koefficienterne for de udvalgte parametre har samme fortegn i alle årene og samme størrelsesorden. Ydermere kan variationen i prædiktionsevnen aflæses. Hvis koefficienternes fortegn er konstante over tid og størrelsen ikke afviger signifikant, samtidig med at en acceptabel prædiktionsevne opretholdes, da må modellerne siges at være robuste over tid baseret på det valgte datamateriale.

Dernæst robusthedstjekkes modellen for selskabsstørrelsens påvirkning af modellens resultater. Det kan ikke afvises, at de valgte parametres effekt på selskaber af forskellig størrelse er varierende. Stør-

re selskabers aktier omsættes ofte i større mængder end mindre selskabers. Dette har en positiv effekt på aktiernes værdi, da det bevirker, at aktierne er nemmere at afhænde skulle behovet opstå. Der siges derfor at være en likviditetspræmie på aktier med lav omsætning, hvilket typisk er mindre selskaber. Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015) finder endvidere, at der er en størrelsespræmie på mindre selskabers aktier. En størrelsespræmie vil ligesom likviditetspræmien bevirke, at der kræves større afkast af mindre selskaber. Ifølge artiklen har præmien også den betydning, at kapitalomkostningerne for mindre selskaber er højere end det normalt antages. I artiklen af 2015 påviser Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015), at hvis man kontrollerer for aktiernes kvalitet, da fremkommer der en signifikant størrelsespræmie, der ikke indfanges af likviditetspræmien og ikke forklares af selskabernes betaværdier relativt til markedet. Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015) har underkastet deres undersøgelse en række robusthedstjek og finder, at størrelsespræmien ikke kun gælder for meget små aktieselskaber, men alle størrelser af selskaber. De finder, at præmien er robust over forskellige definitioner af størrelse og dermed ikke kun markedskapitalisering[5]. Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015) argumenterer for, at størrelsespræmien førhen er blevet afvist af forskellige årsager og fortsætter med at tilvejebringe evidens til fordel for størrelsespræmiens eksistens. Kernen i artiklen er, at kritikken af størrelsespræmien kan afværges ved at kontrollere for aktiernes kvalitet. Ifølge artiklen skyldes de store afvigelser i den historiske størrelsespræmie, mængden af små aktieselskaber med lav kvalitet, såkaldte "junky firms". Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015) finder, at modellen er robust på tværs af sæson og geografi, og derfor hverken er en januar-effekt eller en lokal effekt. Ultimativt finder de i artiklen at en portefølje baseret på størrelseseffekten, når man kontrollerer for kvaliteten af aktierne, resulterer i en højere sharpe ratio end hvis kontrollen ikke udføres.

Med udgangspunktet i ovenstående artikel er der evidens til fordel for, at størrelsen af aktieselskaber har signifikant betydning for det forventede afkast af aktierne. Som det konstateres i artiklen giver dette en udfordring for de rationelle modeller, da størrelsespræmien modsiger teorien om markedsefficiens i den semi-stærke form. Denne afhandlings model robusthedstjekkes derfor for størrelse. For at robusthedstjekke modellen med datamaterialet skabes en parameter baseret på selskabernes markedskapitalisering (Market Cap). Det testes dernæst om inkludering af parameteren 'Market Cap' i modellen skaber merværdi i form af højere forklaringsgrad, at parameteren er signifikant for modellen samt om modellen er mere præcis målt på prædiktionsevne af multiplerne. Modellen siges at være robust i henhold til selskabsstørrelse såfremt inkludering af parameteren Market Cap ikke kraftigt afviger fra den overordnede model.

[5] Andre definitioner på størrelse kan være omsætning, antal ansatte, bogført værdi af egenkapital mm.

I lighed med robusthedstjekket for selskabsstørrelse tjekkes modellens robusthed overfor sektorer. Datamaterialet opdeles i sektorer baseret på selskabernes GICS-koder. Disse koder sorterer selskaber efter deres sektor. Modellen testes da ved at udføre regressionen for opdeling i sektorer og fortolke variationen i de resulterende koefficienter og forklaringsgrader. Robusthedstjekket overfor sektorer minder i nogen grad om den klassiske peer group udvælgelsesmetode, hvor en peer group baseres på industritilhørsforhold. Såfremt det at tilhøre en bestemt industri viser en signifikant effekt på prædiktionsevnen, da må det forventes, at modellen ikke er robust overfor opdeling i sektorer. Med reference til teoriafsnittet er der tidligere fundet evidens for, at industritilhørsforhold er en signifikant forklarende parameter, hvorfor disse afvigelser formodes at optræde i robusthedstjekket. Testen består i, hvorvidt koefficienternes påvirkning af den afhængige variabel er modstridende på tværs af sektorer. I øvrigt er det essentielt at aflæse om der forekommer store udsving i regressionsmodellernes forklaringsgrad. Forskelle på tværs af sektorer kan skyldes effekter, der ikke er rationelle samt forskellige forventninger til vækst for de respektive sektorer. Varierende forventninger til vækstrater inden for hver sektor bør føre til varierende værdier for koefficienterne i de beregnede regressionsmodeller, da høj vækst bør resultere i høje multipler og omvendt.

Slutteligt underkastes de estimerede regressionsmodeller en test for deres pålidelighed baseret på forskellige præcisionsmål. Det første af disse mål er modellernes forklaringsgrad. Ceteris paribus er en model med en høj forklaringsgrad mere attraktiv. En høj forklaringsgrad betyder, at de kvadrerede afvigelser minimeres, hvorfor en model med en højere forklaringsgrad bør resultere i estimater, hvis afvigelser fra de egentlige multipler er lavere end de ville være med en mindre præcis model. Et andet mål for modellens præcision er den absolutte afvigelse i procent. Ved at lade modellerne estimere multipler for datamateriales selskaber, kan den gennemsnitlige absolutte afvigelse i procent beregnes fra de egentlige multipler. Jo lavere disse afvigelser er, jo bedre er modellen. Såfremt modellerne viser sig at være relativt præcise på tværs af mere end et præcisionsmål, da siges de at være robuste overfor forskellige metoder til måling af fejl.

Robusthedstjek udføres ikke mindst for at teste om der er andre parametre, der kan og bør medtages i modellerne for at øge deres prædiktionsevne. Såfremt modellerne fejler et af de robusthedstjek de undergår, kan det være, at problemet kan udbedres ved inklusionen af flere parametre. Et eksempel kunne være en parameter der tog højde for væksten i BNP eller BNI som forklarende parameter for modellernes robusthed over tid. Et andet eksempel kan være, at såfremt Robusthedstesten overfor selskabsstørrelse finder, at den yderligere forklarende parameter i form af Market Cap er signifikant, da kan den tilføjes til regressionsmodellen.

2.6.3 Tjek med valg af multipler

I opgavens test vælges ikke blot P/E og P/B, men der udvides til at medtage EV/EBIT og EV/SALES, fordi det indikeres af Plenborg et al (2017), at de to multipler har en højere præcision, dvs. en lavere fejlmargin på samtlige robustheds-tjek de udfører.

Derimod finder Plenborg et al (2017) ingen evidens for, at forward multipler er mere præcise end trailing, hvilket er interessant, da det netop er disse der bør reflektere forventningen fremadrettet. Med begrundelse i ovenstående vælges der i afhandlingen ikke at inkludere forward multipler af nogen art.

2.7 Valg af parametre

I dette afsnit vil der blive argumenteret for de valgte parametre, der anvendes i undersøgelsesdesignet. For, at en parameter kan inkluderes i undersøgelsesdesignet kræves det, at parameteren kan observeres. De algebraiske udtryk for multiplerne er ikke underlagt denne begrænsning, hvorfor der forekommer parametre i disse, der ikke umiddelbart kan observeres. Det bliver derfor nødvendigt, at anvende såkaldte surrogatparametre for de parametre, der formodes relevante, men som ikke kan observeres. En surrogatparameter er en parameter, der er signifikant positivt eller negativt korreleret med den parameter, der ønskes erstattet. Således vil en reel surrogatparameters korrelation med variansen i den data, der ønskes beskrevet, være signifikant, når den reelle parameters korrelation er det.

Med udgangspunkt i udledningen af multiplerne er følgende udtryk fremkommet:

1. $\frac{P_t}{E_t} = \frac{1}{r-g} - \frac{ROE^{-1} \cdot g}{r-g}$
2. $\frac{P_t}{B_t} = \frac{ROE}{r-g} - \frac{g}{r-g}$
3. $\frac{EV}{Sales} = \frac{EK+NIBD}{Sales}$
4. $\frac{EV}{EBIT} = \frac{EK+NIBD}{EBIT}$

Disse udtryk giver en række bud på parametre af relevans for de multipler, der vil blive undersøgt. I udtrykkene for multiplerne fås meget forskellige parametre. P/E og P/B multiplernes algebraiske udtryk er funktioner af relative parametre, mens EV/SALES og EV/EBIT er funktioner af absolutte parametre.

Relative og absolutte parametre

Både relative tal og absolutte tal giver analytikere indsigter i et selskabs regnskab, men disse indsigter er forskellige, hvorfor man bør have øje for begge. De relative parametre udtrykker nøgletal i procent af en størrelse. Relative tal har stor værdi i sammenligningen af performance på tværs af selskaber med forskellig størrelse. Relative tal giver analytikere mulighed for at foretage komparative analyser

af forskellige processer og enheders performance relativt til hinanden. Eksempler kan være bruttoavancer og overskudsgrad.

Absolutte nøgletal giver til gengæld indsigt i størrelsesordenen, den analyserede performance foregår på. Dette er vigtigt, da størrelsesorden kan have betydning for, hvilken relativ performance, der er mulig at opnå. Nichéevirksomheder kan ofte opnå en supernormal overskudsgrad, men det betyder ikke, at alle burde drive nichévirksomhed. Ofte vil overskudsgraden ikke kunne opretholdes for et mere udbredt produkt og med mere homogen konkurrence. Større selskaber har ofte forskellige divisioner med varierende relativ performance. Her er det vigtigt at fokusere på, om et produkt er værdiskabende fremfor om det er lige så værdiskabende som andre produkter.

Fra Petersen & Plenborg (2012) illustreres problemstillingen meget godt ved anvendelsen af nøgletallet *Return On Investment*, ROI, til incitamentsaflønning af divisioners direktører. En direktør, der optjener bonus på baggrund af ROI har et incitament til at frasortere investeringer, der har en lavere ROI end divisionens, men alligevel er rentabel målt op imod divisionens kapitalomkostninger. Omvendt kan samme direktør vælge at investere i projekter med en højere ROI end divisionens, på trods af projektet ikke dækker dets tilsvarende kapitalomkostninger.

Således har relative og absolutte tal hver deres sæt af styrker og svagheder, hvor analytikere bør have fokus på begge, hvor det er relevant.

2.7.1. Relative parametre

De relative nøgletal, der vil indgå i undersøgelsesdesignet, vil herunder blive beskrevet.

Egenkapitalens forrentning

ROE er et udtryk for et selskabs evne til at forrente den kapital ejerne har indskudt i selskabet. Således er ROE for mange et centralt nøgletal, da det udtrykker afkastet af ejernes investering. ROE beregnes som nettoresultatet divideret med egenkapitalen. Alternativt kan ROE udtrykkes som en funktion af ROIC og den finansielle gearing, FGEAR. Som beskrevet i udledningen forventes det, at en stigning i ROE vil resultere i en stigning i P/E og P/B multiplerne. Begge formler for ROE består af led, der kan observeres i regnskabsdata, hvorfor det vil være muligt at beregne ROE for undersøgelsesobjekterne og således inkludere disse nøgletal i modellen. Da ROE ikke alene er et udtryk for et selskabs driftsmæssige performance er det blevet valgt også at inkludere parametre med et mere direkte forhold til driften. Afkastningsgraden, ROIC, er en naturlig kandidat selvom noget af effekten af denne parameter indeholdes i ROE i teorien. ROIC er et vældig centralt nøgletal i litteraturen om værdiansættelse. ROIC udtrykker afkastet af den investerede kapital og er produktet af overskudsgraden og omsætningshastigheden af den investerede kapital. ROIC er således et udtryk for, hvor værdien i et selskab skabes.

Return On Assets, ROA, testes som en driftsrelateret parameter. ROA udtrykker afkastet af et selskabs totale aktiver. Forskellen mellem ROA og ROIC består i, at den investerede kapital er defineret som forskellen mellem driftsaktiver og driftspassiver, og derfor ikke er lig de totale aktiver.

Nettooverskuddets vækstrate

Vækstraten i nettooverskuddet, g, vil i denne undersøgelse blive sat lig et konsensus af aktieanalytikeres forecast for hver af selskabernes nettooverskudsvækst. Vækstraten i nettooverskud i det følgende år kan naturligvis ikke observeres, hvorfor det her vurderes, at et sådant konsensus er det bedste estimat tilgængeligt. Det forventes, at en stigning i den forventede nettooverskudsvækst vil medføre en stigning i selskabets P/E og P/B multipler.

Afkastkravet

Afkastkravet, r, er et udtryk for det afkast en investor formodes at forvente ved at investere i et aktiv med dette selskabs specifikke forventede udbetalinger til ejerne, timingen af disse og risikoen forbundet dermed. Afkastkravet anvendes ofte som benchmark for ROE. I det tilfælde, hvor ROE er større end r, genereres der supernormalt afkast til ejerne. Det følger derfor, at prisen på et aktiv må forventes at være en aftagende funktion af afkastkravet, således at et fald i afkastkravet medfører en stigning i prisen alt andet lige.

Afkastkravet er imidlertid et subjektivt nøgletal, der ikke kan observeres. Afkastkravet er i virkeligheden et vægtet gennemsnit af markedsdeltagernes vurdering af et acceptabelt afkast for et aktiv. Såfremt det implicitte afkastkrav er højere end hvad det vægtede gennemsnit af markedsdeltagernes respektive afkastkrav berettiger, da vil der være købere, der presser prisen op på aktivet indtil det implicitte afkastkrav passer til markedets gennemsnitlige forventning. Det implicitte afkastkrav kan udledes af aktiekursen såfremt alle andre parametre, der indgår i denne holdes konstant. Ved det implicitte afkastkrav forstås altså den teoretiske værdi af afkastkravet, der ville resultere i den aktuelle aktiekurs og altså ikke det reelle afkastkrav som et vægtet gennemsnit af markedsdeltagernes individuelle afkastkrav. En afvigelse mellem det implicitte afkastkrav og det markedsvægtede afkastkrav vil betyde, at aktien enten er under- eller overvurderet og vil derfor blive handlet indtil afvigelsen udlignes. Dette er i overensstemmelse med Ross' (1976) resultater i forbindelse med udvikling af Arbitrage Pricing Theory (APT).

Eksempelvist er markedsdeltagerne i gennemsnit er enige om, at hvis der sker udbyttebetalinger på 100 kr. pr. aktie med en fremtidig vækstrate på 3 % og aktiekursen aktuelt er 1.000 kr., da kan værdien af de fremtidige dividendeudbetalinger illustreres ved hjælp af Gordon's Dividend Growth model:

$$\frac{D}{R-g} = P_t \rightarrow \frac{100}{R_{imp} - 3\%} = 1000 \rightarrow R_{imp} = 13\ \%$$

Hvis det vægtede gennemsnit af markedsdeltagernes afkastkrav imidlertid er 15 %, da vil ligevægtsprisen være:

$$\frac{D}{R-g} = P_t \rightarrow \frac{100}{R_m - 3\%} = \frac{100}{15\% - 3\%} = 833{,}33$$

Afvigelsen mellem det implicitte afkastkrav og det markedsvægtede reelle afkastkrav vil derfor føre til et salgspres på aktien.

Grunden til, at det er et vægtet gennemsnit skyldes, at en køber med mere risikovillig kapital vil kunne påvirke markedsprisen i højere grad end købere med mindre risikovillig kapital.

Afkastkravet kan således ikke observeres og kun med visse urealistiske antagelser estimeres. Afkastkravet kan derfor ikke umiddelbart indgå i undersøgelsesdesignet. Det betyder imidlertid ikke, at afkastkravet er uvæsentligt. Der argumenteres derfor for, at der anvendes en anden eller flere observerbare parametre som surrogat for afkastkravet. Det er blevet overvejet, hvorvidt CAPM skulle anvendes til at kalkulere sådanne surrogater.

Ved brug af "the Capital Asset Pricing Model", CAPM, kan det estimeres, hvad en rationel investor må forvente af afkast. Problemet ved at anvende modellen er, at der ikke er noget klart svar på, hvor effektiv modellen er. Modellens antagelser er mere eller mindre urealistiske, for eksempel antagelsen om rationelle finansielle markeder, men i det store og hele indikerer empiriske studier, at modellens implikationer er korrekte[6] (Bodie et al, 2013). CAPM resulterer i en lineær funktion kaldet " the Security Market Line", SML, der beskriver forholdet mellem forventet afkast og systematisk risiko. Empiriske studier finder, at den empiriske SML afviger fra den teoretiske. Den empiriske SML har et højere intercept og en lavere hældning, hvilket betyder, at den teoretiske SML undervurderer aktiver med lav systematisk risiko og overvurderer aktiver med høj systematisk risiko(IBID). Imidlertid er der evidens for, at hældningen er positiv, hvorfor implikationen om, at forventet afkast er en voksende funktion af systematisk risiko lader til at holde (IBID). Grundet dette forhold virker det naturligt at anvende det traditionelle udtryk for systematisk risiko, β. Beta udtrykker forholdet mellem aktien og markedets kovarians og markedets varians. Værdien af beta beskriver derfor, hvor volatil aktivet forventes at være relativt til markedet. Den generelle antagelse om risikoaverse investorer forklarer, hvorfor en øget beta vil føre til et højere afkastkrav, hvilket giver en intuitiv forståelse af CAPM. Beta inkluderes som surrogatparameter for afkastkravet i regressionsmodellen baseret på det empiriske forhold mellem beta og afkastkrav.

Andre mulige surrogater for afkastkravet er blevet bestemt til at være forholdet mellem den nettorentebærende gæld og EBIT, NIBD/EBIT, og den finansielle gearing. NIBD/EBIT udtrykker, hvor mange

[6] CAPM holder empirisk, under medtagelse af alle værdifulde objekter, såsom aktier, obligationer, off market aktiver, human capital mm.

gange et selskabs gæld er større end dets EBIT. Jo højere forholdet er, jo højere er risikoen for konkurs, hvorfor der antageligt er en positiv korrelation mellem denne og afkastkravet. Den finansielle gearing beskriver forholdet mellem den nettorentebærende gæld og egenkapitalen. Logikken følger igen, at jo mere fremmedkapital, der indgår i et selskabs kapitalstruktur pr. krones egenkapital, jo større vil risikoen alt andet lige være. Den finansielle gearing forventes derfor at være positivt korreleret med afkastkravet. Der kan argumenteres for, at finansielle gearing skal beregnes med udgangspunkt i bogførte værdier eller markedsværdier. I denne afhandling er det blevet valgt at definere et gearingsnøgletal både for markedsværdier og bogførte værdier. Leverage defineres således værende en parameter for et selskabs nettorentebærende gæld over selskabets totale aktiver, mens FGEAR defineres som en parameter for gearingen baseret på markedsværdier. Det må forventes, at Net-Debt/EBIT og FGEAR's respektive værdi som forklarende parametre har et vidst overlap, da de begge har med gæld at gøre.

2.7.2 Absolutte parametre

De absolutte parametre, der fremkom i forbindelse med udledningen af EV/SALES og EV/EBIT multiplerne vil i dette afsnit blive beskrevet. I udledningen blev egenkapitalen dekomponeret. Egenkapitalens delkomponenter er ikke direkte observerbare, hvorimod egenkapitalen som overordnet størrelse er. Egenkapitalen vil ikke blive anvendt som parameter.

Imidlertid formodes det, at nogle af de variable egenkapitalens markedsværdi er en funktion af, har en signifikant påvirkning af multiplerne. Det er ikke muligt at observere, eller med nogen pålidelighed beregne, den uendelige række af fremtidige udbetalinger til ejerne af selskabets aktiekapital. Risikoen forbundet med disse kan ej heller beregnes med reference til CAPM argumentet.

Egenkapitalen

Det første af de absolutte nøgletal er egenkapitalen. Egenkapitalen indgår i tælleren i det to multipler for EV. Da selskabsværdien er en markedsværdi behøves markedsværdien for egenkapitalen. Markedsværdien af egenkapitalen kan beregnes ved at multiplicere antallet af udestående aktier med den fremherskende kurs. Denne parameter anvendes i robusthedstjekket, udtrykt ved Market Cap, for at teste modellernes robusthed overfor størrelse.

Nettorentebærende gæld

Den nettorentebærende gæld (NIBD) ønskes ligeledes vurderet på basis af dens markedsværdi. NIBD er forskellen mellem værdien af et selskabs rentebærende gæld og dets finansielle aktiver. Den bogførte værdi af rentebærende aktiver og passiver er ofte meget tæt på deres markedsværdi. Det tættere forhold mellem bogførte og markedsværdier skyldes, at betalingsstrukturen i sådanne aktiver og pas-

siver er forudbestemt. Samtidig har gæld prioritet over egenkapital, hvilket fører til væsentlig reduceret usikkerhed angående betalingerne. Dette er grunden til, at fremmedkapital oftest er billigere end egenkapital. NIBD anvendes som relativ parameter, målt ift. EBIT.

Omsætning og EBIT

Omsætningen (SALES) og indtjeningen før nettolåneomkostninger og skat (EBIT) er absolutte størrelser, der kan observeres direkte i de respektive selskabers regnskaber. Disser giver derfor ikke anledning til beregning eller yderligere antagelser og kan anvendes direkte.

Nettooverskud

I regressionsmodellen anvendes også selskabernes nettooverskud (Earnings) i absolutte tal som parameter. Intuitivt er der en sammenhæng mellem overskud og prisen på et selskabs aktier, hvorfor parameteren testes.

Surrogater

Egenkapitalen og den nettorentebærende gæld forventes at have forklarende værdi for multiplerne, men det er uklart, hvordan effekten af deres relative størrelser vil blive opfattet af regressionsmodellen. Forskellige selskaber med forskellige kapitalstrukturer vil indgå i datamaterialet, hvorfor det er uklart, hvor godt koefficienterne der beregnes for EK og NIBD, tager deres relative størrelser med i betragtning. Grundet dette forhold anvendes FGEAR som surrogatparameter. Ved at inkludere FGEAR som forklarende parameter i regressionsmodellen tvinges den til at beregne en koefficient for denne, der kan anvendes på hele datasættet. FGEAR forventes yderligere at være en værdifuld tilføjelse, da den antageligt er positivt korreleret med den implicitte risiko for summen af den uendelige række af fremtidige udbetalinger til ejerne.

2.8 Parametervalg

De parametre som der initialt testes med for de fire multipler bliver da:

$$\frac{P}{E} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot ROIC + \omega_3 \cdot ROA + \omega_4 \cdot FGEAR + \omega_5 \cdot AOH + \omega_6 \cdot Growth + \omega_7 \cdot Beta + \omega_8 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_9 \cdot leverage$$

$$\frac{P}{B} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot ROIC + \omega_3 \cdot ROA + \omega_4 \cdot Earnings + \omega_5 \cdot FGEAR + \omega_6 \cdot AOH + \omega_7 \cdot Growth + \omega_8 \cdot Beta + \omega_9 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_{10} \cdot leverage$$

$$\frac{EV}{Sales} = \omega_1 \cdot FGEAR + \omega_2 \cdot Sales + \omega_3 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_4 \cdot Growth + \omega_5 \cdot ROIC + \omega_6 \cdot Beta + \omega_7 \cdot leverage$$

$$\frac{EV}{EBIT} = \omega_1 \cdot FGEAR + \omega_2 \cdot EBIT + \omega_3 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_4 \cdot Growth + \omega_5 \cdot ROIC + \omega_6 \cdot Beta + \omega_7 \cdot leverage$$

Kapitel 3

3.0 Litteraturstudie

3.1 Identifikation af peers ved regression

I 2002 udgav Bhojraj & Lee en artikel, der så vidt vides, er det første akademiske værk, der beskæftiger sig med brugen af multipler baseret på nøgletal snarere end branchebaserede peer groups. Artiklen har tjent som inspiration til afhandlingen af Kold & Knudsen (2015). Bhojraj & Lee (2002) beskriver en metode til udvælgelse af et selskabs peer group, hvis essens er meget lig metoden kendt som SARD. Bhojraj & Lee (2002) beskriver, at peer groups bør baseres på tværsnitsundersøgelser af parametre som forventet rentabilitet, vækst og kapitalomkostninger. Denne tankegang går igen i afhandlingen af Kold & Knudsen (2015). Bhojraj & Lee (2002) mener, at det er nødvendigt med en mere objektiv selektion af peers, fordi der er interessekonflikt mellem tradere/brokere- og værdiansættelseseksperter. Bhojraj & Lee (2002) tester deres metode på multiplernes *enterprise-value-to-sales* og *price-to-book*.

Denne afhandling vil ligeledes tage udgangspunkt i dette rationale og understøtter det ved en regressionsanalyse af de valgte multipler, men vil teste om størrelse og sektor er værdiskabende for analysen og som noget nyt bryde med idéen om brugen af peers til multipel værdiansættelse. Bhojraj & Lee (2002) anvender deres metode til beregning, af hvad de kalder en "*warranted multiple*". De tester metoden mod brugen af industrikoder ved at undersøge, hvilken metode, der giver de mest præcise estimater for fremtidige multipler. Deres datamateriale er trukket fra det globale aktiemarked og det de kalder "*new economy stocks*". Bhojraj & Lee (2002) rapporterer markante forbedringer i forklaringsgraden, når de anvender deres metode frem for industribaserede peer groups. Imidlertid finder de også, at en simpel anvendelse af de udvalgte selskabers aktuelle multipel giver en bedre forklaringsgrad end brugen af de tilhørende "*warranted multiples*". At det forholder sig sådan kan skyldes, at den beregnede surrogat er uperfekt eller, at aktiemarkederne ikke er tilstrækkeligt efficiente. Det rapporteres endvidere, at valget af sammenlignelige selskaber er afhængigt af hvilken multipel der testes.

Bhojraj & Lee's (2002) datamateriale strækker sig fra 1982 til 1998 og outliers er blevet frasorteret. For at inkluderes i datamaterialet kræves det, at selskabet har en industrikode og tilhører en industri, med minimum fem andre selskaber, således, at der kan sammenlignes. Forskelligt fra afhandlingen af Kold & Knudsen (2015) inkluderer Bhojraj & Lee (2002) tabsgivende selskaber i datasættet. For hvert år udfører de en multipel regression over de otte udvalgte parametre og beregner koefficienter til deres warranted multiples. De sammenholder koefficienterne med selskabets nøgletal i det følgende år for at beregne deres warranted multiples og sammenligner dem med selskabernes handlede multipler. De selskaber, hvis warranted multipel lægger nærmest målselskabets udgør dernæst dennes peer group.

Den statistiske undersøgelse viser, at de seks stærkeste variable er signifikante på et signifikansniveau på 1 % og har samme fortegn i hvert af årene. Bhojraj & Lee har inkluderet industrikoder blandt de otte parametre og påviser, at de øvrige parametre øger regressionens forklaringsgrad selv efter, der er taget højde for industri. Der er således evidens for, at et selskabs multipel ikke alene er et produkt af selskabets industri og dennes særlige forhold.

Bhojraj & Lee's (2002) formål var at teste, hvorvidt de kunne sammensætte en model, der kunne give et mere præcist estimat af fremtidige multipler baseret på nøgletal. De tester forklaringsgraden for fremtidige multipler tre år ud i fremtiden. De finder, at forklaringsgraden stiger kraftigt ved inkludering af flere af deres kontrolparametre, som warranted multiples. De finder endda at inkluderingen af warranted multiples i modellen øger forklaringsgraden selv efter de har kontrolleret for disse.

3.2 Kvalitetskarakteristika

Asness, Frazzini & Pedersen (2013) udgav en videnskabelig artikel om aktiers karakteristika. Artiklen argumenterer for, at investorer er villige til at betale for visse egenskaber som en aktie kan have relativt til andre aktier. Med udgangspunkt i disse egenskaber defineres en aktie, der er i besiddelse af disse egenskaber som et kvalitetsaktiv.

I artiklen søger Asness, Frazzini & Pedersen (2013) at undersøge, hvorvidt der kan handles på baggrund af hvad de definerer som aktiers 'kvalitet'. Der opstilles derfor en portefølje der går langt i højkvalitetsaktier og kort i lavkvalitetsaktier. Denne portefølje kaldes "*Quality Minus Junk*" (QMJ). Asness, Frazzini & Pedersen (2013) finder, at QMJ-porteføljen resulterer i signifikante positive risikojusterede afkast i USA og 24 udvalgte markeder. De finder endvidere, at en lav pris for kvalitet er determinerende for høje fremtidige risikojusterede afkast af QMJ porteføljen.

Asnees, Frazzini & Pedersens (2013) beregner et aktivs kvalitetsscore ud fra fire overordnede egenskaber, som de bedømmer, at rationelle investorer vil betale for. Det første er profitabilitet ud fra den intuitive tese, at et profitabelt selskab fremstår mere attraktivt end et mindre profitabelt selskab. Den anden egenskab er vækst. Igen forventes det, at højere vækst i fremtidig indkomst berettiger en højere pris på aktivet. Den tredje egenskab er sikkerhed. De anvender navnet sikkerhed fremfor risiko formentlig fordi de ønsker, at navnet skal indikere en positiv egenskab. At maksimere en porteføljes sikkerhed er ækvivalent med at minimere dens risikoprofil. Den sidste egenskab er nettoudbetalinger. Asness, Frazzini & Pedersen (2013) beskriver høje udbytterater som en positiv egenskab. Der argumenteres for, at det er udtryk for ledelsens omtanke overfor aktionærerne og reducerer agentproblemer. Såfremt overskudslikviditet, der ikke kan geninvesteres i projekter med positiv nutidsværdi, da risikerer ejerne, at kapitalen anvendes til imperiebygning, der i værste fald formindsker værdien af selskabet.

Asness, Frazzini & Pedersen (2013) konstaterer, at en høj udbetalingsrate kan have en negativ betydning for selskabets fremtidige vækst, hvorfor den samlede effekt kan være negativ. Imidlertid vil en øget udbetalingsrate alt andet lige konstituere en positiv udvikling, der øger aktivets kvalitet.
Hver af de fire egenskaber har delkomponenter, der er determinerende for selskabets overordnede score for hver af egenskaberne. Den samlede kvalitetsscore udregnes som en z-score af forskellige parametre på tværs af de fire egenskaber.

Asness, Frazzini & Pedersen (2013) finder, at prisen for kvalitetsaktier er højere end lavkvalitetsaktier konsistent med deres antagelse om, at investorer er villige til at betale for disse egenskaber. Prisforskellen er til gengæld relativt beskeden. Kvalitetsscoren er en dårlig indikator for prisen på et aktiv. Dette resulterer i, at QMJ-porteføljen opnår signifikante positive risikojusterede afkast, da prisen for porteføljens kvalitetskarakteristika er relativt lav.
Kold & Knudsen (2015) har ladet sig inspirere af disse kvalitetsscorer i arbejdet med deres afhandling. Kold & Knudsen (2015) vælger, at anvende Asness, Frazzini & Pedersens kvalitetsscorer som udvælgelseskriterium til konstruktionen af deres peer groups. Kold & Knudsen beregner en kvalitetsscore for samtlige observationer i deres datamateriale. Med reference til Cooper & Cordeiro (2008) argumenterer Kold & Knudsen for, at en peer group optimalt set består af 10 selskaber. Kold & Knudsens undersøgelsesdesign rangerer år for år samtlige selskaber i datamaterialet efter deres kvalitetsscore. Peer group'en for det enkelte selskab udgøres af de ti nærmest rangerede selskaber. Kort sagt vil peer group'en for et selskab rangeret som nr. 100 bestå af selskaberne, der er rangeret 95-99 og 101-105.

Kold & Knudsen (2015) anvender kvalitetsscoren som deres bud på en udvælgelsesmetode, der baseres på et selskabs nøgletal som kontrast til klassisk udvælgelse baseret på industritilhørsforhold. Kvalitetsscoren er som beskrevet summen af en række z-scorer for parametre, der er korreleret med et selskabs overordnede profitabilitet, vækst, risiko og nettoudbetalinger til ejerne. Den enkelte z-score beregnes på følgende vis (Asness, Frazzini & Pedersen, 2013):

$$Z_x = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r}$$

Hvor Z-scoren af parameteren x, er lig differensen mellem selskabets rang og den gennemsnitlige rang, skaleret med rangens standardafvigelse. Et selskabs kvalitetsscore vokser derfor i takt med, at selskabets rang overstiger den gennemsnitlige rang. Ydermere påvirkes kvalitetsscoren positivt i en reduktion i rangens standardafvigelse.

Kold & Knudsen (2015) finder, at kvalitetsscoren har værdi som udvælgelsesmetode til opstillingen af en peer group med henblik på beregningen af et selskabs multipler. De noterer sig imidlertid, at der kan være en problemstilling ved anvendelsen af kvalitetsscoren. Kold & Knudsen (2015) diskuterer, hvordan det kan være svært at rationalisere sig til, hvordan et selskabs nettoudbetalinger til ejerne

influerer på aktiens kurs og derfor selskabets multipel. Først noterer de sig, at fra et teoretisk standpunkt så bør kursen på en aktie falde i værdi tilsvarende værdien af udbyttet på ex-dividend datoen (Miller & Modigliani, 1961). Asness, Frazzini & Pedersen (2013) mener, at høje nettoudbetalinger er positivt korreleret med overnormale risikojusterede afkast. Teoretiske argumenter til fordel for denne relation kan findes i Easterbrook (1984) og Jensen (1986), der begge beskriver distributionen af overskydende likviditet til ejerne som en fordelagtig beslutning. Ved at udbetale overskydende likviditet mitigeres agentproblemer og kapitalen vil ikke gå til ineffektive investeringer. Overskydende likviditet kan beskrives som den likviditet, der ikke indgår i driften og som ikke kan investeres i projekter med positive nutidsværdier. Fama & French (2001) påviser i den forbindelse, at forholdsmæssigt lave udbetalingsrater er korreleret med vækstmuligheder, hvorfor markedet overordnet set er bevidst om, at kapital enten skal investeres i værdiskabende vækst eller udbetales til ejerne. Høje udbetalingsrater kan derfor tolkes som et tegn på god selskabsledelse. Bernheim & Wantz (1995) argumenterer for, at det signal det sender at ændre i størrelsen af udbytter tilfører markedet signifikant information om selskabets fremtidige generering af cash flow. Bernheim & Wantz (1995) dokumenterer, at udbyttebetalinger og ændringer i disse ofte skyldes, at ledelsen vil sende et signal til markedet om, hvad der kan forventes af selskabet i fremtiden. Ifølge denne argumentation vil højere udbytter signalere til markedet, at aktien er undervurderet og omvendt. Imidlertid kunne en reduktion af udbyttebetalingernes størrelse i teorien skyldes, at selskabet har identificeret værdiskabende investeringer, der skal finansieres. Teorien om betydningen af udbytters effekt på aktiekursen er derfor ikke klar. Kold & Knudsen vælger alligevel at benytte sig af kvalitetsscoren med forbehold for denne tvetydige effekt.

Denne afhandlings undersøgelsesdesign involverer ikke opstillingen af en peer group, hvorfor værdien af kvalitetsscoren som overordnet udvælgelseskriterium fortabes. Plenborg et al (2017) anvender samme metode som Kold & Knudsen (2015), men bruger mere end et udvælgelseskriterium. Da der anvendes mere end et udvælgelseskriterium vælger Plenborg et al (2017) at konstruere peer group'en af de selskaber med den mindste gennemsnitlige forskel i rangering mht. de forskellige udvælgelseskriterier.

Snarere end at opstille sådanne kriterier, søger denne afhandling at bestemme de enkelte parametres direkte påvirkning af multiplerne. Det enkelte selskabs nøgletal skaleres således med deres respektive koefficienter. Derfor finder kvalitetsscoren ikke anvendelse i denne afhandling. Det bemærkes, at kvalitetsscoren kunne udregnes og bruges som forklarende variabel i en lineær regressionsmodel. Som nævnt finder Asness, Frazzini & Pedersen (2013), at kvalitet har ringe korrelation med prisen, hvorfor det ikke vurderes, at forklaringsgraden af en sådan regressionsmodel vil være tilstrækkeligt høj til, at modellen tilfører analysen værdi.

3.3 Identifikation af peers ved kvalitetskarakteristika

Kold & Knudsens afhandling af 2015 beskæftiger sig med præcisionen af forskellige udvælgelsesmetoder til selektion af peer groups. Afhandlingen diskuterer, at litteraturen har beskrevet udvælgelse ud fra industritilhørsforhold og ud fra nøgletal. Kold & Knudsen (2015) valgte at undersøge, hvilken metode, der resulterede i de mest præcise estimater af multipler. For at undersøge dette konstruerede de et datasæt bestående af S&P 1500 aktieindeksets selskaber i perioden 1995 til 2014.

Inden selve testen af udvælgelsesmetode, bearbejdede skribenterne deres datasæt for, at det skulle konformere med deres undersøgelsesdesign. Således har de udelukket outliers samt de mest ekstreme værdier fra datasættet grundet uoverensstemmelse med antagelserne, der lægger til grund for deres design.

Kold & Knudsen (2015) har ladet sig inspirere af den tidligere litteratur på området. De forholder sig til idéen om en peer group som det grundlæggende i multipelværdiansættelse. Med reference til et tidligere videnskabeligt værk af Cooper & Cordeiro (2008) argumenteres der for, at en peer group optimalt set består af 10 selskaber. Denne praksis kan diskuteres, da Plenborg et al (2017) finder, at det er rigeligt med fire selskaber. Med det foreslåede design af Kold & Knudsen kan en peer group på 10 selskaber udgøre en væsentlig begrænsning, da det stiller store krav til et antal af selskaber med lignende kvalitetsscore. Uden for USA vil det ikke altid være realistisk at kunne sammensætte en peer group af 10 selskaber med kvalitetsscorer, der er tilstrækkeligt tæt på målselskabets, hvilket kan begrænse modellens prædiktionsværdi.

Kvalitetsscoren som Kold & Knudsen (2015) anvender som en af deres analyserede udvælgelsesmetoder, er inspireret af en tidligere artikel af Asness, Frazzini og Pedersen (2014). Asness, Frazzini og Pedersen (2014) argumenterer for anvendelsen af kvalitetsscoren ved at fremføre, at kvalitetsscoren udregnes på baggrund af egenskaber rationelle investorer må antages at være villige til at betale for. Asness, Frazzini og Pedersen (2014) finder, at præmien på kvalitetsaktier er relativt beskeden og påviser dernæst, at en portefølje, der går lang i disse aktier og kort i junk-aktier resulterer i et signifikant risikojusteret afkast.

Kold & Knudsen (2015) vælger at teste de forskellige udvælgelsesmetoder på P/E og P/B multiplerne. De tester med kvalitetsscore som overordnet mål og med de enkelte mål scoren, består af. De finder, at industritilhørsforhold er det mest pålidelige enkelte kriterie til estimering af P/E multiplen, mens profitabilitetsmålet er bedst til estimering af P/B multiplen.

Kold & Knudsen (2015) finder endvidere, at et mere præcist estimat opnås ved anvendelse af en kombination af industritilhørsforhold og profitabilitetsmål. For at analysere, hvilke metoder der er bedst, anvender Kold & Knudsen (2015) den absolutte procentuelle afvigelse mellem de estimerede multipler fra de beregnede. De finder på interessant vis, at den gennemsnitlige sådanne afvigelse varierer kraftigt over tid.

3.4 Identifikation af peers ved SARD

Efter afhandlingen af Kold & Knudsen (2015), har skribenterne i samarbejde med professor Thomas Plenborg udgivet en videnskabelig artikel, "Stick to the fundamentals and discover your peers". Artiklen følger i samme spor angående konstruktionen af en peer group med nøgletal som udvælgelsesmetode. Artiklen benævner dens udvælgelsesmetode SARD, der står for *"Sum of Absolute Ranked Differences"*.

Kold & Knudsens (2015) afhandling rangerer selskaber efter kvalitet og udvælger de selskaber, hvis overordnede kvalitet er nærmest målselskabets. SARD nuancerer denne tilgang ved ikke at tage udgangspunkt i en overordnet score. I stedet vælger Plenborg et al (2017) at argumentere for anvendelsen af en række surrogater for værdiansættelsesmultiplers determinanter. Skribenterne anvender ROE som surrogat for profitabilitet baseret på de empiriske fund af Alford (1992). Endvidere anvendes NetDebt/EBIT som surrogat for risiko. Valget er faldet på denne parameter grundet den rolle, den spiller i kreditanalyse (Palepu et al, 2013). Artiklen fortsætter selektionen af parametre ved at argumentere for brugen af størrelse, defineret som markedskapitalisering. Kold & Knudsen (2015) argumenterer for, at størrelse også er et surrogat for risiko og, at parameteren indfanger noget af likviditetspræmien, der betales for selskaber med stor markedskapitalisering relativt til mindre selskaber (Alford, 1992 og Dittmann & Weiner, 2005). Til sidst argumenteres der for anvendelsen af den forventede nettooverskudssvækst og EBITmarginen. Der argumenteres med, at væksten i nettooverskuddet ikke kan observeres og derfor anvendes forventningen som parameter. I appendiks demonstrerer Plenborg et al (2017), at EBITmarginen er en signifikant determinant for EV/SALES multiplen.

Anvendelsen af disse parametre følger logikken om, at de samme cash flow må have samme værdi, når der justeres for risici (Ross, 1976). Et af argumenterne for modellen er således, at der kan være stor forskel på risiciene og nøgletallene indenfor en industri. Sådanne forskelle kan f.eks. skyldes geografisk fokus, finansiel gearing og immaterielle aktiver som patenter og brandværdi, der genererer supernormale afkast. På den måde argumenterer Plenborg et al (2017) for, at multiplen der betales for nøgletal, som omsætningsvækst og ROE, bør være ensartet på tværs af industrier.

Datasættets selskaber rangeres dernæst i henhold til hver af disse parametre. Undersøgelsesdesignet dikterer dernæst, at alle selskaber gives en absolut score ud fra den absolutte forskel i rangering relativt til målselskabet. Disse absolutte forskelle i rangering summeres over de valgte parametre og de selskaber med den laveste sum udgør målselskabets peer group. Plenborg et al (2017) tester SARD ved at tilføje parametrene en af gangen og analysere effekten af tilføjelsen. Til at vurdere effekten anvendes den absolutte procentuelle afvigelse. De finder, at inklusionen af flere parametre reducerer den gennemsnitlige afvigelse.

Modellen er blevet testet på Kold & Knudsens (2015) datasæt baseret på S&P1500 indekset. Visse datapunkter er som beskrevet blevet udelukket fra materialet med begrundelse i, at de er outliers eller, at de ikke passer ind i modellens antagelser.

Kapitel 4

4.0 Data & metode gennemgang

4.1 Data

I dette afsnit vil det minutiøst gennemgås, hvordan data til stikprøven er fremskaffet. Stikprøven består af samtlige selskaber der indgår i S&P1500 Super Composite Index, som betår af S&P500 (500 large cap selskaber), S&P400 (400 mid cap selskaber) og SP600 (600 small cap selskaber). Fordelene ved at vælge S&P1500 er, at det giver et godt sammenligningsgrundlag, da de artikler (f.eks. Bhojraj & Lee, 2002, og Kold & Knudsen, 2015) der sammenlignes med også anvender S&P1500 som stikprøve. Derudover er det et spørgsmål om sammenlignelighed, og det er opfyldt, da alle amerikanske selskaber aflægger sit regnskab i overensstemmelse med US GAAP. En mulig ulempe ved at vælge S&P1500 er, at der kan være en biased i mod en model fremfor en anden, men Kold & Knudsen (2015) finder, at 85 % af observationerne kan identificeres med minimum 10 andre selskaber i samme GICS6[7] industri (MSCI, 2015), mens at 99 % af observationerne kan identificeres med mindst 10 andre selskaber i samme GICS4 industri. Det indikerer, at S&P er bredt repræsenteret og, at dette ikke vil forfordele en model over en anden.

Regnskabsdata er fundet gennem COMPUSTAT. Indledningsvist er selskaberne i S&P1500 fundet vha. Index Constituents for S&P 1500 Super Composite Index og dernæst er regnskabsinformationer og nøgletal fra selskabernes kvartalsregnskab fundet via Index Fundamentals Quarters.

Under hensyntagen til konsistens i regnskabsdata for alle selskaber i S&P1500 vælges de fire seneste kvartalsregnskaber som er aflagt før d.31 marts. Ud fra de fire kvartalsregnskaber beregnes trailing 12 måneders data, som da anvendes for et givent selskabs performance igennem et år. Baggrunden for dette er, at selskaberne i S&P1500 har forskellig dato for årsregnskabsaflæggelsen, og dermed kan f.eks. Q1 rapporter for et selskab ikke sammenlignes med Q1 rapporter for et andet selskab, samt at på skæringsdatoen er der selskabet, der aflægger kvartalsregnskab og først senere årsregnskab. COMPUSTAT har vist sig mangelfuld på dataområdet, men dette akkommoderes med observationer fra årsregnskabet for indeværende år, dvs. f.eks. manglende Q1 regnskabsdata for et selskab substitueres med data fra årsregnskabet.

Undervejs i dataindsamlingen lå der en udfordring i, at komponenterne i S&P1500 udskiftes i takt med markedsværdien af aktieselskaberne udvikler sig. Derfor har der over de sidste 20 år været hyppige udskiftninger i S&P1500 indekset. Hverken Bhojraj & Lee (2002), Kold & Knudsen (2015) eller Plenborg et al (2017) forholder sig til, hvorvidt de har udelukket nogle selskaber grundet deres bevægelser ind og ud af indekset. Det er umiddelbart muligt at finde dato på, hvornår selskaber har forladt indekset, men den tidligste dato som fremgår af COMPUSTAT outputtet er i 2010 trods, at den anvend-

[7] GIGS: Global Industry Classification Standard. 6 og 4 indikerer hvor dybt branchespecifikationen går.

te data går tilbage fra 1995, så det er usikkert på hvor pålideligt datamaterialet på dette område er, især når selskaber er indtrådt i indekset imellem 1995 og 2010). Der er derfor usikkerhed om, hvad der er mest hensigtsmæssigt at gøre. Enten at beholde alle selskaber der har været inkluderet i tidsperioden både før, under og efter selve indtrædelsen. Eller rense så der kun ses på data fra de selskaber, der er med i et givent år og lever med, at det ikke altid er de samme. Det er usikkert hvad Bhojraj & Lee (2002) og Plenborg et al (2017) har gjort, men ud fra et datahensyn burde begge ting kunne lade sig gøre, hvor metode 1 dog indeholder mere data, men der kan selvfølgelig være en effekt på kursen af at blive optaget/droppet fra S&P1500 indekset. Det skaber dog det yderligere problem, at grunden til alle udskiftninger ikke kendes, dette kan bl.a. være M&A, konkurs, flytning af nationalitet etc. Et tredje problem er, at der er usikkerhed om, hvilken betydning det har for dataanalysen, at selskaber i teorien kan hoppe ind og ud af indekset, hvis der renses for bevægelser.

Det vurderes, at måden at komme dette problem til livs, er ved at hente constituent lists for hvert år, og dernæst hente regnskabsdata for de selskaber der er indeholdt i det givne år. Dermed medtages regnskabsdata ikke for selskaber der ikke er indeholdt i S&P1500.

Markedsdata er hentet fra CRSP, det være sig aktiekurser og antallet af udestående stam-aktier (common shares outstanding). Forventning til vækst i profit, betegnet 'Growth', er defineret som $Growth = \frac{E(EPS_{t+1})}{E(EPS_t)} - 1$ og er fundet gennem I/B/E/S databasen.

For at håndtere data-outliers bliver datasættet beskåret for at reducere effekten af ekstreme observationer. Data bliver med andre ord 'winsorized' på 0,5 % og 99,5 %, hvilket betyder, at de 0,5 % mest ekstreme outliers i begge ender af datasættet bliver beskåret. De mest ekstreme observationer kan bl.a. være et resultat af ekstraordinære forhold[8] eller af brancher der ikke er drevet af underliggende performance, men snarer forventningen om indtjening[9], eller en afvigelse i kursen fra aktiens indre værdi og effekten af disse på modellen skønnes derfor at være uheldig.

Desuden ekskluderes observationer, såfremt selskaberne ikke har positiv nettooverskud (Earnings) eller såfremt selskaberne ikke har et 1-årigt median analytiker forecast estimat fra I/B/E/S.

Det bemærkes, at S&P500 udgør 80 % af market cap for S&P1500, hvilket skaber en højreskævhed for parametrene SALES, EBIT, Earnings, Enterprise Value, Market Cap og Net Debt. Dette er i overensstemmelse med resultaterne Lie and Lie (2002) kommer frem til.

[8] Eksempelvis steg LinkedIn aktien der blev solgt til Microsoft for et 50% premium ift. aktiekursen (Bloomberg, 2016)

[9] Eksempler på dette kan være 'unicorn' technologi selskaber som Snapchat der planlægger at gå på børsen uden indtjening, Twitter som indgår i S&P1500, men beskeden indtjening har mm.

Datasættet er konstrueret baseret på de indhentede observationer, som beskrevet ovenfor. Data fra COMPUSTAT består af de 4 seneste kvartalsregnskaber som er aflagt før 31. marts 2015. Ud fra disse fire kvartalsregnskaber beregnes 12 måneders trailing tal for alle selskaber repræsenteret.

Nedenfor er udregningerne summeret for samtlige inputs til beregning af multiplerne.

Parameter	Beskrivelse	Udregning
Afkast		
ROE	Return On Equity	Netto resultat før ekstraordinære poster / Bogført egenkapital
ROIC	Return On Invested Capital	Netto resultat før ekstraordinære poster / Investeret Kapital
ROA	Return On Assets	Netto resultat før ekstraordinære poster / Total assets
Indtjening		
SALES	Omsætning	Omsætning
EBIT	Earnings Before Interest & Tax	Omsætning – Cost Of Goods Sold – Andre driftsomkostninger (inkl. Afskrivninger & Amortisationer)
EARNINGS	Nettooverskud	Omsætning – Cost Of Goods Sold - Andre driftsomkostninger (inkl. Afskrivninger & Amortisationer) – Netto Finansielle Omkostninger - Skat
Gæld		
FGEAR	Financial Gearing	NIBD / Market Cap
NetDebt/EBIT	NIBD / EBIT	Netto Rentebærende Gæld / EBIT
LEVERAGE	Gældsætning	(Langfristet gæld + kortfristet gæld + præference aktier) / Totale Aktiver
Andet		
AOH	Aktivernes omsætningshastighed	Omsætning / Totale Aktiver
Growth	Analytikerkonsensus til vækstforventninger	$\frac{E(EPS_{t+1})}{E(EPS_t)} - 1$
Beta	Systematisk risiko	Hældningen på en regression over 3 år for et afkastet for et givent selskab og afkastet for S&P500

4.2 Metode

Der har været flere akademiske undersøgelser af metoder til multipelværdiansættelse. Alle har det til fælles, at de søger at finde en gruppe af selskaber, der er sammenlignelige med et målselskab. Disse selskaber kaldes målselskabets peer group. Typisk vil den estimerede multipel fremfindes som en form for gennemsnit af peer group selskabernes tilsvarende multipler.

Der er flere måder, hvorpå et gennemsnit kan beregnes. Baker & Ruback (1999) finder, at det harmoniske gennemsnit giver det bedste resultat relativt til det simple aritmetriske gennemsnit og det geometriske gennemsnit. Alternativt kunne der blive anvendt gennemsnit vægtet med en faktor som markedsværdi på samme måde som visse aktieindeks, eller en model, hvor vægte tildeles subjektivt ud fra en tese om, at visse effekter ikke er indfanget i valget af peer group.

Det harmoniske gennemsnit er defineret som den reciprokke værdi af det aritmetriske gennemsnit af reciprokkerne og kan skrives således:

$$H = \frac{n}{\frac{1}{x_1} + \frac{1}{x_2} + \cdots + \frac{1}{x_n}}$$

Det harmoniske gennemsnit finder typisk anvendelse, når der arbejdes med mange observationer og der forefindes outliers. Værdien i at bruge det harmoniske gennemsnit skal findes i, at det harmoniske gennemsnit tillægger outliers lavere vægt end det aritmetriske gennemsnit og billedet forstyrres derfor mindre af disses tilstedeværelse. Dette gør det harmoniske gennemsnit ideelt til anvendelse på store datasæt indeholdende aktiekurser mm. (Baker & Ruback, 1999).

De akademiske undersøgelser er imidlertid forskellige i deres fremgangsmåde. I store træk findes der to grene indenfor udvælgelse af peer groups. Den første gren er den traditionelle måde at udvælge peers på. Her argumenteres der for, at der bør kigges på selskaber fra samme industri af lignende størrelse. Idéen er, at risici og forventninger til vækst og rentabilitet må være ensartet på tværs af industrien, hvorfor det ene selskabs multipel bør være sammenlignelig med et andet selskab fra samme industri. At der alligevel kan være forskelle forsøges udbedret ved at anvende et gennemsnit af industriselskabernes multipler.

En sådan peer group kan enten udvælges subjektivt af analytikere. Dette foregår i praksis, når der ønskes et groft estimat af markedsværdien af ens selskab. Alternativt kan der anvendes en industrikode til at afgøre, hvilke selskaber, der tilhører samme industri og derfor udgør kandidaterne til en peer group.

Den anden gren argumenterer for, at multiplerne måske er sammenlignelige på tværs af industrier, men, at andre faktorer også spiller ind. Nærmere bestemt foreslås det, at en peer group bør baseres på, et selskabs nøgletal og forventningerne til disse snarere end dens industritilhørsforhold. Argumentet bygger på, at et aktivs pris må være en funktion af aktivets forventede pengestrømme, den risici de er

forbundet med og timingen af pengestrømmene (Ross, 1976). Således bør et aktiv med ensartede forventede pengestrømme og skønnede risici være ensartet prissat. Til at underbygge denne påstand har akademikere som Bhojraj & Lee (2002) undersøgt om inklusionen af en række nøgletal kan anvendes til at forøge prædiktionsevnen af fremtidige multipler. Argumentet forstærkes yderligere af, at udledningen af det algebraiske udtryk for multiplerne bygger på finansielle nøgletal. Denne gren tester gerne en række undersøgelsesdesign relativt til udelukkende at anvende industritilhørsforhold og en hybridmodel, der inkluderer en industrikode udover nøgletallene som forklarende parameter. Resultaterne giver et entydigt billede af, at en model, der er baseret på både nøgletal og industrikoder har en højere forklaringsgrad og prædiktionsevne end alternativerne. Størrelsen af den opnåede forbedring varierer imidlertid blandt studierne.

Udover forskellen i undersøgelsesdesign og parametre forekommer der også andre forskelle i de forskellige undersøgelser. Den umiddelbare forskel er, at ikke alle akademikerne tester deres design på de samme multipler, hvilket besværliggør en direkte sammenligning. Bhojraj & Lee foreslår i slutningen af deres artikel af 2002, at deres resultat bør kunne ekstrapoleres til andre multipler. Dette bygges på, at parametrene er stærkt signifikante og mange multipler har ligheder, der gør det rimeligt at antage, at en sådan påstand med nogen validitet kan infereres.

Den anden forskel er, at undersøgelserne bygges på forskellige datasæt. De fleste artikler bygger deres resultater baseret på store mængder data, typisk fra amerikanske aktieindeks. Det skyldes blandt andet antallet af aktieselskaber i USA samt graden af dokumentation. Det er også en fordel, at selskaberne underlægges samme lovgivning med hensyn til regnskabsaflæggelse. Det er imidlertid ikke altid de samme indeks, der anvendes, og nogle akademikere udvider deres undersøgelse med et kontroldatasæt såsom Bhojraj & Lee (2002). Et sådan datasæt tjener til at belyse om effekten af undersøgelsesdesignet er større for en delmængde af det samlede datasæt. Endnu vælger andre akademikere at anvende data uden for USA eller ligefrem et globalt indeks. At forskellige datasæt lægger til grund for undersøgelserne giver en direkte forklaring på noget af variationen i de fundne resultater.

Den tredje forskel er, at de akademikere der tilhører grenen, der beskæftiger sig med finansielle parametre, ikke alle benytter de samme parametre. Dette kan delvist være motiveret af, at de ikke alle undersøger de samme multipler. Når det kommer til valget af parametre kan det være svært at komme med et teoretisk korrekt svar på, hvilke, der burde føre til den højeste forklaringsgrad. Det er nærliggende at fokusere på de parametre, der fremgår direkte af de algebraiske udtryk for de respektive multipler, men i så fald afhænger parametrene af den valgte multipel. Det kan heller ikke afvises, at de parametre, der fremgår af formlerne ikke indfanger alle aspekter af værdiansættelsen og det kan ikke udelukkes, at noget af den manglende forklaringsgrad kunne indhentes ved anvendelsen af andre parametre. Dette kan skyldes, at de der handler aktier tillægger nogle parametre en værdi, der ikke er bundet i teorien eller omvendt, at de tillægger mindre værdi til de parametre teorien frembringer. Selv

hvis alle parametre blev inkluderet i en undersøgelse, ville det være usandsynligt at opnå en forklaringsgrad på 1. Der vil formentlig altid være et fejlled grundet subjektive præferencer, likviditetsrisici og andre opfattede faktorer af betydning for et selskabs værdi.

Da der således intet teoretisk korrekt svar findes, virker det naturligt at afgøre valget baseret på de forskellige parametres bidrag til en regressionsmodels forklaringsgrad. Det er denne metode Bhojraj & Lee (2002) har anvendt til at kvalificere deres valg af parametre samt underbygge deres argument for at parametre i det hele taget tilfører værdi udover industritilhørsforhold.

Den sidste forskel, der bør bemærkes er, at akademikerne ikke foretager deres undersøgelser i samme tidsperiode selvom de eventuelt måtte anvende samme indeks. Af lignende årsager til forskelle i datasættene, kan tiden have betydning. Den vægt der tillægges forskellige parametres signalværdi kan i sig selv være en funktion af tid, hvorefter det ikke kan afvises, at det tidsmæssige aspekt har relevans. Tidens gang kan også betyde, at nye værdiansættelsesmodeller opstår og for tilslutning til fordel for andre, hvilket kan skabe ryk i, hvordan aktiver værdiansættes. For at imødekomme denne problemstilling, kan der foretages en robusthedstest af et givent undersøgelsesdesign. En sådan test foretages ved, at datasættet indeholder data over en årrække og underkastes den specificerede metodik år for år. Hvis konklusionen er konsistent over en årrække må det bestyrke undersøgeren i, at konklusionen er robust over tid.

4.3 Test af fejl

Til at måle præcisionen af de modeller som udvikles i afhandlingen, er der tre metoder som er meget klare. Den ene er forklaringsgraden, som tidligere gennemgået. Denne vil være en indikator for hvor meget af variansen i multiplen der er forklaret ved parametrene i modellen.

Desuden er der hhv. den absolutte procentuelle fejl (APE) og den logaritmiske fejl (Ln fejl),

$$APE = \left|\frac{\pi - E(\pi)}{\pi}\right|$$

$$Ln\ Errors = \mathrm{Ln}\frac{E(\pi)}{\pi}$$

Hvor E(π)er den estimerede værdi og π er den observerede markedsværdi af multiplen. APE udtrykker den procentuelle afvigelse mellem den prædiktede værdi og den observerede markedsværdi.

I afhandlingen anvendes primært forklaringsgrader som en indikativ parameter for modellens teoretiske relevans, og så anvendes et simpelt gennemsnit af alle observationernes APE værdier, Mean Average Percentage Error, MAPE, til vurdering af modellernes præcision. Desuden har MAPE den fordel, at både Plenborg et al (2017) og Kold & Knudsen (2015) anvender MAPE.

MAPE har den indbyggede svaghed, at den ikke kan være mindre end 0, mens, at der ikke er nogle øvre grænse for MAPE (Dittmann & Maug, 2008). Da referencerammen, dvs. de andre modeller der testes

for i afhandlingen, også lider under samme svaghed, vurderes det, at sammenligningsgrundlaget er ens og dermed ikke et problem.

Kapitel 5

5.0 Empiriske resultater

Empiriske resultater

I første del af afsnittet vil de empiriske resultater for alle fire multipler blive gennemgået. Indledningsvist vil der blive gennemgået deskriptiv statistik for datasættet efterfulgt af hovedresultaterne. Afslutningsvist vil der blive udført robusthedstjek for at vurdere robustheden af de udviklede modeller i forhold til tid, sektor, selskabsstørrelse og præcisionsmål.

5.1 Deskriptiv statistik: Datasættet

For prismultiplerne anvendes parametre, der er beregnet fra inputdata hentet fra CRSP, COMPUSTAT eller I/B/E/S. Alle parametre fra COMPUSTAT er beregnet som trailing 12 måneders data med skæring d. 31. marts hvert år, under hensyntagen til konsistens i årsregnskabsaflæggelsen således, at årsregnskaberne dækker over samme periode.

Af nedenstående tabel 1 fremgår alle de parametre som indgår i estimeringen af en eller flere af multiplerne.

Tabel 1

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
SALES	846	8209.495	21890.98	48.9	390247
EBIT	846	1298.927	4001.519	1.318	56079
EARNINGS	846	760.1842	2286.303	1.723	32580
Growth	846	.1846491	.3301051	-.7031012	5.909342
Beta	846	1.262309	.5843042	-.4448608	4.290007
FGEAR	846	.1575801	.3495129	-.5986983	3.284549
NetDebtEBIT	846	1.123975	6.395303	-127.1464	31.87863
Leverage	846	.2090628	.1641524	0	.8392893
ROE	846	.1476358	.1570918	.0008853	2.22584
ROIC	846	.2449954	.4539439	.0083907	9.177645
AOH	846	2.228019	6.957803	.0816624	169.5906

Af ovenstående tabel fremgår det, at datasættet indeholder 846 observationer for 2015 svarende til årsregnskabet af 2014. I tabellen kan der aflæses beskrivende statistik for de udvalgte parametre. Af tabellen fremgår gennemsnittet for hver af parametrene samt standardafvigelsen. Derudover angives det interval parametrene bevæger sig indenfor. Det bemærkes, at gennemsnittet er i tusinder USD for de absolutte nøgletal. I øvrigt bemærkes det, at den gennemsnitlige betaværdi findes ikke at være lig 1. Dette skyldes, at beregningen af beta har taget udgangspunkt i S&P500 som markedsporteføljе.

S&P500 bruges ofte som surrogat for markedsporteføljen, hvorfor det vurderes at være almen praksis til beregning af beta. Den gennemsnitlige værdi af beta overstiger 1, hvilket skyldes, at volatiliteten i afkastene fra Mid og Small cap selskaberne er højere end for større selskaber. Dette er relateret til størrelsespræmien. Hvis betaværdierne blev beregnet med udgangspunkt i S&P1500 indekset som markedsporteføljen ville den gennemsnitlige betaværdi være lig 1 eller tilnærme sig 1[10]. Det bemærkes, at det ikke har væsentlig betydning, hvilken af metoderne der anvendes, da forskellen i den gennemsnitlige betaværdi udlignes af en tilsvarende forskel i den estimerede koefficient for beta. Således ville den alternative metode resultere i lavere betaværdier, men en højere koefficient for beta i regressionsmodellerne. Intervallet for beta viser, at mindst et selskab er negativt korreleret med markedet. Dette kunne være et eksempel på en producent af inferiøre goder (Christensen & Rasmussen, 2013) Omvendt indeholder datamaterialet et selskab med en betaværdi på 4,29. Dette selskab har meget høj systematisk risiko og reagerer kraftigt på udviklingen i markedet.

Det ses, at FGEAR i gennemsnit er mindre end Leverage, hvorfor markedsværdien af egenkapitalen overstiger den bogførte værdi af de totale aktiver i gennemsnit. Samtidig kan det aflæses, at selskabernes kapitalstruktur hovedsageligt består af egenkapital i gennemsnit. Dette kan ses, da både FGEAR og Leverage i gennemsnit er signifikant mindre end 1, hvilket ville svare til en lige fordeling af gæld og egenkapital. Den forholdsvis lave rate af fremmedkapital bevirker også, at den nettorentebærende gæld knapt overstiger det årlige driftsoverskud (EBIT) i gennemsnit. Dette indikerer, at der muligvis kan opnås lavere kapitalomkostninger for det gennemsnitlige selskab i S&P1500 indekset ved at øge mængden af gæld og dermed udnytte skatteeffekten af renteomkostninger, kendt som skatteskjoldet. Imidlertid medfører den lave gældsætning en relativ lav risiko for konkurs og deraf følgende omkostninger. At den gennemsnitlige gearing er så lav som tabellen indikerer, at selskaberne i S&P1500 indekset fravælger en mulig reduktion i deres kapitalomkostninger til fordel for andre ting. Forklaringer kan være risikoen gæld medfører, renteomkostninger og lånepagter, der reducerer kapitalens fleksibilitet.

Imidlertid konformerer ikke alle selskaberne med gennemsnittet. Det kan ses af tabellen, at der er en relativt stor standardafvigelse på den NetDebt/EBIT. Parameteren strækker sig fra -127,1 til 31,9. Datamaterialet er blevet renset for tabsgivende selskaber, hvorfor en negativ værdi for NetDebt/EBIT betyder, at den nettorentebærende gæld er negativ, hvorfor selskabet har nettofinansielle aktiver. I intervallet for FGEAR ses det, at for et enkelt selskab er gælden hele 3,3 gange større end markedsværdien af selskabets egenkapital, hvorfor selskabet opererer med abnormt høj gearing.

Af tabel 1 fremgår også deskriptiv statistik for de relative nøgletal. Den gennemsnitligt høje betaværdi, samt datamaterialets indhold af mindre aktieselskaber, er en del af forklaringen på de forholdsvist

[10] Beta vil kun tilnærme sig for afhandlingens datasæt, da dette er ufuldstændigt.

høje gennemsnitlige værdier for ROE og ROIC. En anden del af forklaringen skal formentlig findes i kapitalstrukturen. Den primære brug af egenkapital medfører et relativt højt afkastkrav, hvorfor det ikke er uventet, at den gennemsnitlige ROE findes at være 14,76 %. Intervallerne for de relative parametre viser, at visse selskaber opnår supernormale afkast og vækstrater. Tabellen viser, at et eller flere selskaber har opnået en ROE på over 200 % og en ROIC på over hele 900 %. Samtidig kan det læses af tabellen, at et enkelt selskab havde en forventet vækst i sit overskud pr. aktie på 590 %. Mens et andet selskab oplevede et fald på 70 %. Det bemærkes, at hverken ROIC eller ROE er negativ for nogle af selskaberne i datamaterialet grundet frasorteringen af tabsgivende selskaber. Disse høje værdier kan betragtes som outliers, og forventes at kunne skævride modellernes resultater, dog vurderes der intet belæg for at beskære datasættet yderligere end de i forvejen 0,5% i top og bund.

5.2 Deskriptiv statistik: Opdelt i sektor

Nedenfor er Tabel 2, som viser sammenhængen mellem multiplerne og de 9 forskellige sektorer. Alle tal er angivet i form af medianen for 2014 regnskaberne. Observationerne er jævnt fordelt på tværs af alle sektorer for alle, med undtagelse af Financials, der handles til den laveste P/E, P/B, EV/EBIT multipel, men den højeste EV/SALES multipel. I den anden ende af skalaen er der Information Technology som handles til den højeste P/E, og EV/EBIT multipel, næsthøjest P/B multipel. Desuden ligger EV/SALES omkring medianen for datamaterialets EV/SALES multipel. Hvilket skyldes, at Informations Technology indeholder vækstselskaber der skaber omsætning, men ikke profit i samme omfang som de modne selskaber der udgør Financials. Observationerne er jævnt fordelt, med en lille overvægt af Consumer Discretionary, Financials og Informations Technology selskaber, mens Consumer Staples, Utilities og Energy er en smule underrepræsenteret. Det vurderes dog ikke at være til hinder for den senere analyse

Tabel 2

Index	Observationer	Median P/E	Median P/B	Median EV/SALES	Median EV/EBIT
Energy	71	22,3	1,7	2,7	14,4
Materials	57	22,6	2,7	1,8	14,9
Industrials	93	21,5	2,7	1,6	14,4
Consumer Discretionary	144	20,8	3,1	1,5	13,6
Consumer Staples	26	23,6	3,4	1,9	15,8
Health Care	77	23,7	2,7	1,9	14,2
Financials	172	18,0	1,5	3,7	10,5
Information Technology	163	25,6	3,1	2,3	16,2
Utilities	43	18,9	1,6	2,8	14,6
Total	**846**	**21,5**	**2,4**	**2,1**	**14,3**

Nedenfor i Tabel 3 er gennemsnitsværdierne for parametrene angivet for hver sektor. Det bemærkes, at NetDebt/EBIT er negativ for Information Technology, hvilket skyldes, at sektoren i gennemsnit har nettofinansielle aktiver, hvilket er besynderligt, da sektoren primært udgøres af vækstselskaber med

lav indtjening og stort kapitalbehov. Consumer Staples performer konsistent over middel for profitabilitetsparametrene, men relativt beskedsne vækstforventninger og betaværdier. Utilities er placeret i den modsatte ende af skalaen, med den højeste andel af gæld baseret på FGEAR, Leverage og Net-Debt/EBIT samtidig med de laveste afkast, betaværdier og vækstrater. De øvrige sektorer befinder sig derimellem, med mindre afvigelser.

Tabel 3

Index	ROE	NetDebt/EBIT	ROIC	AOH	SALES	EBIT	EARNINGS	FGEAR	ROA	Beta	Leverage	Growth
Energy	0,10	2,07	0,11	0,61	3041	529	280	0,19	0,05	1,69	0,24	0,20
Materials	0,13	1,79	0,15	1,48	2704	322	172	0,14	0,06	1,34	0,28	0,17
Industrials	0,15	1,24	0,18	1,48	2511	317	196	0,10	0,06	1,32	0,22	0,13
Consumer Discretionary	0,15	0,93	0,21	2,37	2606	254	147	0,07	0,07	1,19	0,21	0,16
Consumer Staples	0,16	1,95	0,20	1,79	4303	602	396	0,13	0,08	0,56	0,29	0,09
Health Care	0,12	0,81	0,19	1,39	1803	271	132	0,05	0,06	0,97	0,19	0,13
Financials	0,09	0,78	0,15	0,44	1024	330	168	0,09	0,01	1,26	0,10	0,11
Information Technology	0,11	-1,15	0,18	1,63	1368	175	115	-0,06	0,06	1,37	0,12	0,14
Utilities	0,09	6,25	0,09	0,48	4666	910	388	0,70	0,03	0,30	0,35	0,05
Total	**0,11**	**1,01**	**0,16**	**1,23**	**2164**	**299**	**166**	**0,08**	**0,05**	**1,24**	**0,19**	**0,14**

5.3 Deskriptiv statistik: Opdelt i størrelse

Nedenfor er Tabel 4, som viser sammenhængen mellem multiplerne og selskabsstørrelse. Alle tal er angivet i form af medianen for 2014 regnskabet. Observationerne er rimelig ligeligt fordelt på tværs af de tre underindeks. Observationsgraden, beregnet som antallet af observationer i procent af antallet af selskaber i underindekset, findes at være 60,2 %, 59 % og 51,5 % for hhv. large, mid og small cap indeksene. Over halvdelen af selskaberne er altså repræsenteret for hvert af de tre underindeks, hvorfor det vurderes at være rimeligt at foretage en komparativ analyse.

Tabel 4

Index	Observationer	Median P/E	Median P/B	Median EV/SALES	Median EV/EBIT
S&P 500 - Large Cap	301	19,8	2,7	2,3	13,9
S&P 400 - Mid Cap	236	21,2	2,4	2,1	14,6
S&P 600 - Small Cap	309	23,8	2,1	1,7	14,4
Total	**846**	**21,5**	**2,4**	**2,1**	**14,3**

Af tabellen fremgår som nævnt medianværdierne af underindeksenes multipler. Der anvendes her de reelle multipler for hvert selskab, da det interessante her er om, der i praksis er en sammenhæng mellem selskabsstørrelse og multiplerne. Det bemærkes, at medianen anvendes fremfor gennemsnittet, da det vurderes, at den information medianen supplerer, er mere passende for sammenligneligheden af størrelserne. Gennemsnittet kan være upålideligt såfremt fordelingerne er skæve, hvorimod den midterste observation er upåvirket af en eventuel skævhed. Medianobservationen fungerer derfor som en typisk observation.

Det ses, at P/E multiplerne udviser en voksende tendens som selskaberne bliver mindre. Mulige forklaringer på dette kan være et større relativt vækstpotentiale eller, at selskaberne er i gang med at modnes og derfor ikke genererer store overskud endnu.

Omvendt udviser P/B multiplerne en faldende tendens. Intuitivt burde udviklingen følge P/E multiplerne, men der er plausible forklaringer på det modsatte. Den positive sammenhæng mellem selskabsstørrelse og P/B kan hænge sammen med, at selskaber i forbindelse med deres vækst opbygger immaterielle aktiver af anseelig værdi, der ikke fremgår af selskabernes balance. Således vil markedsværdien af egenkapitalen afvige mere fra den bogførte værdi. Derudover kan relationen skyldes industritilhørsforhold. Large cap selskaberne fra S&P500 indekset består af forholdsvist mange selskaber i teknologisektoren samt medicinalindustrien. Disse selskabers værdi vil i mindre grad være et resultat af deres fysiske aktiver, hvorfor der er mulighed for, at der opstår en kløft mellem egenkapitalens bogførte og handlede værdi. Small cap selskaber har i sagens natur typisk færre immaterielle aktiver, både i form af brandværdi men også patenter af betydelig værdi. Derfor vil afstanden mellem markedsværdien og den bogførte værdi af egenkapitalen være mindre.

Mindre åbenlyst bliver det imidlertid hvorfor, EV/SALES og EV/EBIT udviser hhv. en stigende og faldende relation til selskabsstørrelse. En forklaring er, at small- og mid cap selskaberne ikke er fuldt modne, dvs. de har et fornuftigt salg, men er ikke i stand til at omsætte dette til EBIT endnu, grundet høje omkostninger, hvilket kan være resultat af en ekspansiv strategi. Derfor vurderes vækst og effektivitetsmuligheder at være priset ind i værdien af selskaberne.

Generelt er afvigelserne i multiplerne ikke bemærkelsesværdigt store, om end tendensen i særligt prismultiplerne virker ret klare. Det kan konkluderes, at selskabsstørrelse ikke har en uniform effekt på alle multiplerne, mens det samme ikke kan siges for den enkelte multipel.

Dernæst vises deskriptiv statistik for sammenhængen i mellem størrelse og samtlige af de parametre, der anvendes til estimering af regressionsmodellerne. Se tabel 5.

Tabel 5

Index	ROE	NetDebt/EBIT	ROIC	AOH	SALES	EBIT	EARNINGS	FGEAR	ROA	Beta	Leverage	Growth
S&P 500 - Large Cap	0,14	1,28	0,18	1,07	9156	1406	827	0,11	0,05	1,15	0,24	0,12
S&P 400 - Mid Cap	0,12	1,07	0,17	1,19	1933	295	171	0,09	0,05	1,23	0,19	0,13
S&P 600 - Small Cap	0,09	0,59	0,15	1,49	725	88	50	0,05	0,04	1,32	0,12	0,16
Total	**0,11**	**1,01**	**0,16**	**1,23**	**2164**	**299**	**166**	**0,08**	**0,05**	**1,24**	**0,19**	**0,14**

Tabel 5 giver en række indsigter i relationen mellem de udvalgte parametre og selskabsstørrelse som beskrevet ved opdeling i underindeks.

Lidet overraskende udviser de absolutte parametre en stærk positiv korrelation med størrelsen af selskaberne. Det er forventeligt, at ikke tabsgivende selskaber med en stor markedskapitalisering rapporterer større omsætning og driftsoverskud end mindre selskaber. Det er derfor noget mere interessant at forholde sig til de indsigter, der kan opnås ved at studere de relative parametres sammenhæng med opdelingen i underindeksene.

Det ses, at alle profitabilitetsnøgletallene ROE, ROIC og ROA udviser en positiv sammenhæng med selskabsstørrelse. Forskellen kan synes svag, men et procentpoint i profitabilitetsparametrene kan have stor betydning for et selskabs indre værdi.

Det er vanskeligt at sige noget om, hvorvidt ROE eller ROIC for et givent selskab antager en attraktiv værdi eller ej. For at kunne sige noget meningsfyldt om dette, behøves et reelt benchmark. For ROE er det ejernes afkastkrav, som kan beregnes med udgangspunkt i CAPM, mens det for ROIC er de vægtede kapitalomkostninger, kendt som WACC.

Til illustration af betydningen af relativt beskedne forskelle i disse nøgletal, kan der refereres til residualindkomstmodellen, EVA. Modellen anvendes til at beregne den indre værdi af et selskab ved at tage summen af den investerede kapital og nutidsværdien af fremtidige økonomiske overskud. Disse økonomiske overskud beregnes som differensen mellem ROE og afkastkravet skaleret med egenkapitalen. Såfremt ROE er 12 % og afkastkravet er 10 %, da vil en stigning i ROE på ét procentpoint svare til en stigning i de økonomiske overskud (Economic Value Added) på 50 % alt andet lige. En forskel i ROE på 5 procentpoint mellem large og small cap selskaber er derfor en betragtelig størrelse. Dette resultat forstærkes yderligere af, at afkastkravet, og deraf kapitalomkostningerne, er højere for mindre selskaber (Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen, 2015). Forskellen er derfor muligvis større end den fremstår i tabel 5. Den positive korrelation er mindre for de andre profitabilitetsmål, ROIC og ROA, men stadig tilstedeværende. Interessant nok er der derimod en tendens til, at mindre selskaber udviser højere omsætningshastigheder af den investerede kapital, AOH. Da ROIC er defineret som produktet af AOH og overskudsgraden må det betyde, at overskudsgraden må være stærkt positivt korreleret med selskabsstørrelse, da den mere end opvejer effekten af AOH. Forskellen i AOH mellem Large og Small cap selskaber er signifikant. Forklaringen herpå kan skyldes, at store selskaber opbygger en meget stor aktivmasse, der gør det svært at opretholde høje omsætningshastigheder. Store produktionsfaciliteter medfører et relativt højt break-even punkt for produktionen. Imidlertid giver dette selskaberne mulighed for at opnå lave marginalomkostninger gennem stordrifts- og skalafordele. Lavere marginalomkostninger resulterer i en højere overskudsgrad, som tabel 5 implicit forudsætter, er til stede. Profitten i sådanne selskaber vil således have en stejlere hældning som funktion af omsætningen.

Dernæst rettes blikket mod den indsigt der kan opnås om underindeksenes kapitalstruktur. Tabel 5 indikerer, at der er en positiv sammenhæng mellem selskabsstørrelse og gældsætning. Dette baseres på, at FGEAR, Leverage og NetDebt/EBIT alle stiger som funktion af selskabsstørrelse. Større selskaber optager derfor relativt meget gæld i forhold til mindre selskaber baseret på S&P1500 indekset i analyseperioden. Forskellene vurderes at være signifikante i og med, at det for alle tre nøgletal gælder, at medianværdien for S&P500 indekset er mindst dobbelt så stor som medianværdien for S&P600 indekset. Der er derfor en relativt kraftig tendens til at større selskaber optager stigende mængder af gæld.

En mulig forklaring på dette kan være ønsket om at opnå fordele ved udnyttelsen af skatteskjoldet på rentebetalinger. Datamaterialet er renset for tabsgivende selskaber, hvorfor alle de selskaber, der indgår i Large cap indekset er profitable. Profitable selskaber af en vis størrelse må vurderes at have en

relativ lav risiko for at gå konkurs, hvorfor konkursomkostningerne vil spille en mindre rolle i opgørelsen af de vægtede kapitalomkostninger end fordelene ved skatteskjoldet.

En anden forklaring, der ikke udelukker den første kan være, at mindre selskabers ejere i højere grad ønsker at bevare senioriteten i forhold til de pengestrømme selskabet genererer. I sammenhæng med den første forklaring kan brugen af egenkapital også skyldes, at fremmedkapital kun kan opnås til renter, der gør finansieringsformen mindre attraktiv for de mindre aktieselskaber.

Slutteligt kan der i tabel 5 aflæses relationen mellem selskabsstørrelse og den forventede vækst i overskud pr. aktie. Det følger af tabellen, at der forventes større vækst hos mindre selskaber, hvilket hænger sammen med, at volatiliteten af mindre selskabers afkast er større (Investopedia, 2017). Denne volatilitet giver anledning til størrelsespræmien som beskrevet af Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015).

5.4 Resultater

Der estimeres en *ordinary least squares* (OLS) multipel regressionsmodel for multiplerne, hvor alle de parametre som argumenteret for tidligere under afsnittet 'Parametervalg' testes. OLS-estimatoren minimerer den gennemsnitlige kvadrerede afvigelse mellem den egentlige værdi af Y_i og den beregnede værdi baseret på den estimerede regressionsligning.

Hvis der er parametre der viser sig insignifikante på et 5 %'s signifikansniveau, da frasorteres den mest insignifikante parameter, hvorefter testen gennemføres igen. Ovenstående procedure udføres iterativt indtil modellen udelukkende består af signifikante parametre. Insignifikante parametre kan kunstigt øge forklaringsgraden af regressionsmodellen, men grundet optagelsen af en af modellens frihedsgrader kan det have negative konsekvenser for den justerede forklaringsgrad, R^2_{adj}. Hvorvidt en given parameter er signifikant afgøres ved at udføre en t-test for de respektive forklarende parametre og med udgangspunkt i t-testen beregne den tilsvarende p-værdi. P-værdien er et tal, der udtrykker sandsynligheden for at opnå stikprøvens koefficient givet, at populationens sande koefficient er nul. En p-værdi under 0,05 skal tolkes som, at sandsynligheden for, at den beregnede koefficient for observationssættet vil fremkomme såfremt den sande koefficient er 0, er mindre end 5 %. En p-værdi på 0,05 er derfor grænseværdien for signifikante parametre. Jo flere observationer en stikprøve består af, og jo mere den estimerede koefficient afviger fra 0, des lavere vil p-værdien være.

Først vil modellerne for prismultiplerne bestemmes, for dernæst at bestemme modellerne for enterprise value multiplerne. Nedenfor gentages, hvilke parametre multiplerne initielt estimeres på baggrund af:

$$\frac{P}{E} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot ROIC + \omega_3 \cdot ROA + \omega_4 \cdot FGEAR + \omega_5 \cdot AOH + \omega_6 \cdot Growth + \omega_7 \cdot Beta + \omega_8 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_9 \cdot leverage$$

$$\frac{P}{B} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot ROIC + \omega_3 \cdot ROA + \omega_4 \cdot Earnings + \omega_5 \cdot FGEAR + \omega_6 \cdot AOH + \omega_7 \cdot Growth + \omega_8 \cdot Beta + \omega_9 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_{10} \cdot leverage$$

$$\frac{EV}{Sales} = \omega_1 \cdot FGEAR + \omega_2 \cdot Sales + \omega_3 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_4 \cdot Growth + \omega_5 \cdot ROIC + \omega_6 \cdot Beta + \omega_7 \cdot leverage$$

$$\frac{EV}{EBIT} = \omega_1 \cdot FGEAR + \omega_2 \cdot EBIT + \omega_3 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_4 \cdot Growth + \omega_5 \cdot ROIC + \omega_6 \cdot Beta + \omega_7 \cdot leverage$$

5.4.1 P/E

Model for P/E: Regressionsoutput med alle parametre

Source	SS	df	MS		
Model	855657.932	10	85565.7932	Number of obs =	846
Residual	1491145.69	836	1783.66709	F(10, 836) =	47.97
				Prob > F =	0.0000
Total	2346803.62	846	2773.99955	R-squared =	0.3646
				Adj R-squared =	0.3570
				Root MSE =	42.233

PE	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	-48.31602	11.87887	-4.07	0.000	-71.63194	-25.0001
ROIC	8.907886	3.961726	2.25	0.025	1.131786	16.68398
ROA	-20.6832	36.53579	-0.57	0.571	-92.39585	51.02945
EARNINGS	-.0007455	.0006393	-1.17	0.244	-.0020004	.0005093
FGEAR	-15.96917	6.115281	-2.61	0.009	-27.97227	-3.966057
AOH	-.2240235	.2396868	-0.93	0.350	-.6944821	.2464352
Growth	23.91982	4.420161	5.41	0.000	15.2439	32.59573
Beta	10.0908	1.822687	5.54	0.000	6.513223	13.66838
NetDebtEBIT	-1.29696	.2763474	-4.69	0.000	-1.839376	-.7545434
Leverage	100.4087	11.70187	8.58	0.000	77.4402	123.3772

Det fremgår af outputtet, at modellen indeholder mindst en insignifkant parameter. Det bemærkes, at to parametre her er insignifikante, men den iterative proces anvendes for, at alle parametres signifikans vurderes med mindst muligt støj genereret af stærkt insignifikante parametre. ROA udelades derfor af modellen som den fremstår ovenfor, hvorefter en ny model estimeres. Ved denne proces og opfølgende t-test viser det sig, at parametrene ROIC og AOH, foruden ROA er insignifikante i relation til de observerede P/E multipler.

Modellen efter den iterative proces bliver således:

Source	SS	df	MS		
Model	844612.577	6	140768.763	Number of obs =	846
Residual	1502191.05	840	1788.32267	F(6, 840) =	78.72
				Prob > F =	0.0000
Total	2346803.62	846	2773.99955	R-squared =	0.3599
				Adj R-squared =	0.3553
				Root MSE =	42.289

PE	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	-45.71548	9.634702	-4.74	0.000	-64.6264	-26.80456
FGEAR	-16.40666	5.951622	-2.76	0.006	-28.08845	-4.724861
Growth	24.00993	4.419642	5.43	0.000	15.33509	32.68477
Beta	10.10283	1.643092	6.15	0.000	6.877777	13.32787
NetDebtEBIT	-1.285987	.2765087	-4.65	0.000	-1.828716	-.7432582
Leverage	98.13428	11.62579	8.44	0.000	75.31528	120.9533

Før resultaterne beskrives, testes om de i teoriafsnittet beskrevne otte forudsætninger for multipel lineær regression (MLR) er opfyldt. MLR.1-4 testes positivt, men da Breusch-Pagan testen indikerer, at der er udfordringer med heteroskedasticitet, rettes opmærksomheden mod dette resultat.

Test for heteroskedasticitet

Der vælges at teste for om data overholder forudsætningen om homoskedasticitet, da det ofte er et af de MLR forudsætninger, der ikke er opfyldt, men som i øvrigt er muligt at korrigere for.

Der udføres en Chi^2 test for at vurdere, om nulhypotesen, H_0, om konstant varians, dvs. homoskedasticitet kan afvises.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: ROE FGEAR Growth Beta NetDebtEBIT Leverage

         chi2(6)      =   683.04
         Prob > chi2  =   0.0000
```

Chi^2 testen giver en værdi på 683,04, hvilket resulterer i en p-værdi på 0,0000. Derfor afvises H_0 hypotesen om konstant varians, hvilket betyder, at antagelsen om homoskedasticitet ikke er opfyldt. Modellen har altså problemer med heteroskedasticitet, hvis ikke der korrigeres herfor. Så længe MLR1-MLR4 er opfyldt, er parameterestimaterne unbiased og R^2 vil være korrekt. Hvis der ikke korrigeres for heteroskedasticitet, vil standardfejlene og dermed t- og F-teststørrelserne være upålidelige.

Det bemærkes, at om standardfejlene er hetero- eller homoskedastiske får mindre betydning når n er stor, da de vil gå i mod hinanden, det vil ofte være når n > 500 (Stock & Watson, 2011), og dermed vil datasættet med n = 846 opfylde dette. Dette er et eksempel på *the central limit theorem* (University of Alabama, 2017*)*, der siger, at fordelingen af tilfældige variable tilnærmer sig en normalfordeling, når antallet af iterationer af disse variable stiger. Der vælges alligevel at korrigere, således, at standardfejlene, t- og F-tests er korrekte. Måden der korrigeres for heteroskedasticitet, er ved at anvende robuste standard fejl (Stock & Watson, 2011). De robuste standardfejl er konsistente estimatorer for standardfejl på parameterestimaterne selv i situationer, hvor der er mulighed for heteroskedasticitet og benyttes derfor i det følgende til at teste om en given parameter er signifikant eller ej.

Testen udføres igen, nu blot med robuste standardfejl

Linear regression

Number of obs	846
F(8, 838)	132.82
Prob > F	0.0000
R-squared	0.3408
Root MSE	42.966

PE	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	-54.73595	14.26488	-3.84	0.000	-82.73503	-26.73686
ROIC	9.242892	4.761836	1.94	0.053	-.1036344	18.58942
ROA	52.55573	28.90885	1.82	0.069	-4.186527	109.298
FGEAR	-15.31124	8.501961	-1.80	0.072	-31.99888	1.376402
AOH	-.0937549	.2217911	-0.42	0.673	-.5290863	.3415766
Growth	31.49919	11.96432	2.63	0.009	8.015634	54.98274
NetDebtEBIT	-1.470437	.6496214	-2.26	0.024	-2.745513	-.1953608
Leverage	123.6957	19.68776	6.28	0.000	85.0526	162.3388

T-test udføres for at teste parametrenes signifikans for den afhængige variabel. Gennem t-testen droppes to parametre som beskrevet ovenfor: FGEAR og AOH. Det er nu tydeligt, at den første test med de hetereoskedastiske standardfejl, resulterede i at både ROIC og ROA blev droppet fra modellen, selvom det er tydeligt med de robuste standardfejl, at begge er signifikante som parametre. Modsat er tilfældet med FGEAR, der viste sig at være signifikant med heteroskedastiske standardfejl, men med robuste standardfejl viser FGEAR sig insignifikant som parameter.

Signifikante parametre

Modellen bliver således:

Linear regression

Number of obs	846
F(6, 840)	193.01
Prob > F	0.0000
R-squared	0.3360
Root MSE	43.071

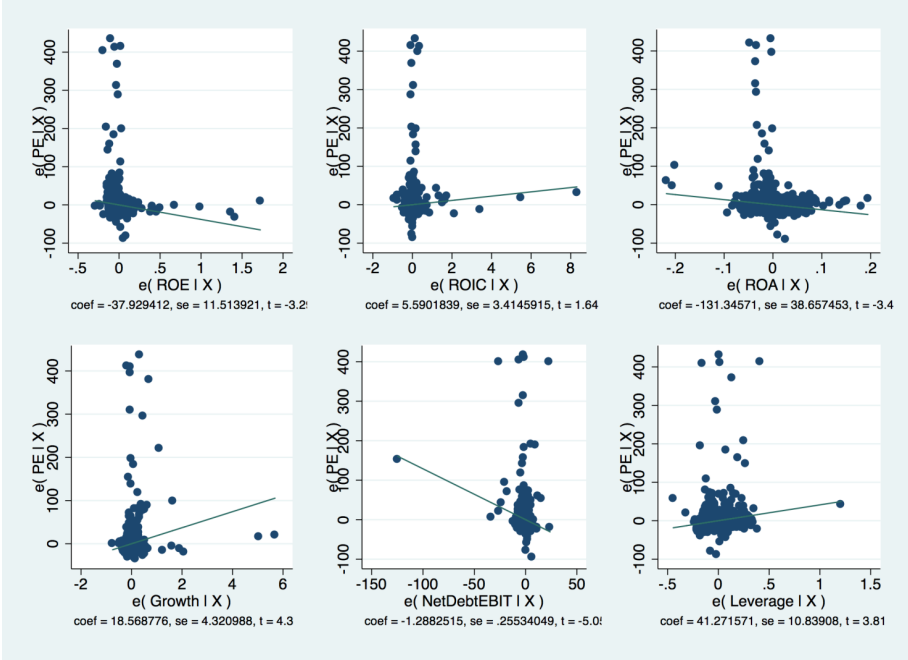
PE	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	-51.60397	13.11664	-3.93	0.000	-77.34922	-25.85873
ROIC	9.003801	4.214833	2.14	0.033	.7309596	17.27664
ROA	66.84886	26.6286	2.51	0.012	14.58246	119.1153
Growth	31.74633	11.94961	2.66	0.008	8.291723	55.20093
NetDebtEBIT	-1.689037	.6057825	-2.79	0.005	-2.878062	-.5000121
Leverage	106.5155	13.75836	7.74	0.000	79.51073	133.5203

MLR.1 Linearitet

F-testen både før og efter frasortering af insignifikante parametre resulterer i en p-værdi på 0,0000, hvilket viser, at begge modeller til estimering af P/E er signifikante og dermed, at mindst en parameter viser linearitet med den afhængige variabel.

Af nedenstående Added Variable Plot (AVPLOT) fremgår det, at ROA og Leverage ser ud til at være mere lineære end de øvrige parametre, og dermed i højere grad overholder MLR.1. Det er sværere at vurdere ud fra de resterende AVPLOTS, fordi alle plottene indeholder en tæt gruppering af majoriteten af observationerne, med en mindre gruppe af ekstreme værdier. Dette besværliggører aflæsningen af tendensen i hovedgruppen, der for ROE, ROIC, Growth og NetDebt/EBIT betyder, at linearitet må antages. Det vurderes dermed, at linearitetsantagelsen, MLR.1, er opfyldt, selvom tilstedeværelsen af ekstreme værdier er en udfordring.

Det bemærkes, at testen er udført for de parametre, der viste sig at være signifikante efter modellen blev reestimeret med robuste standardfejl som beskrevet under MLR.5 for modellen før robustheds-korrektionen.



MLR.2 – Tilfældig stikprøve udvælgelse

Datamaterialet er konstrueret af S&P1500-indeksets selskaber. Datamaterialet er blevet renset for outliers for at konformere med de nødvendige antagelser for estimeringen af en pålidelig regressionsmodel. Stikprøven er derfor ikke baseret på subjektive skøn og bør være fri for bias. Sammenholdt med antallet af de resulterende observationer, må det konkluderes, at der er tale om en retvisende tilfældig stikprøve, der beskriver populationen af large, mid og small cap aktieselskaber i USA. Anta-

gelsen om en tilfældig stikprøve vurderes derfor at være opfyldt. Dette vil være gældende for alle regressionsmodellerne og ikke blot for estimeringen af P/E.

MLR.3 Multikollinearitet

Variance Inflation Factor (VIF) beskriver i en tabel, hvor meget variansen for en estimeret regressionskoefficient er steget grundet kollinearitet. (Stock & Watson, 2011). En tommelfingerregel fra Stock & Watson lyder, at så længe VIF ikke overstiger 10, så er der ingen af værdierne, der resulterer i for høj multikollinearitet. Med værdier, der alle er < 2, vurderes der ikke at være problemer med multikollinearitet.

Variable	VIF	1/VIF
ROA	**1.65**	**0.604653**
ROE	**1.64**	**0.609692**
Leverage	**1.59**	**0.630065**
NetDebtEBIT	**1.34**	**0.748002**
ROIC	**1.20**	**0.830199**
Growth	**1.02**	**0.980378**
Mean VIF	**1.41**	

Nedenstående korrelationsmatrice viser, at der ikke er nogle af parametrene, der er perfekt positivt eller negativt korrelerede med hinanden. MLR 3 vurderes derfor at være opfyldt. Det er interessant at bemærke, at korrelationen mellem de relative nøgletal for profit, ROIC og ROE, er negativ. Dette hænger sammen med det, at modellen finder, at koefficienten for nøgletallet ROE er negativ. Dette vil blive diskuteret i gennemgangen af regressionsoutputtet. Igen noteres det, at de parametre, der indgår i nedenstående korrelationsmatrice, er de parametre der viste sig signifikante, da modellen blev reestimeret med anvendelsen af robuste fejlled.

Correlation matrix of coefficients of **regress** model

e(V)	ROE	ROIC	ROA	Growth	NetDeb~T	Leverage
ROE	**1.0000**					
ROIC	**-0.2992**	**1.0000**				
ROA	**-0.2718**	**-0.4062**	**1.0000**			
Growth	**0.1081**	**-0.0345**	**-0.4952**	**1.0000**		
NetDebtEBIT	**-0.0105**	**0.0559**	**0.2572**	**0.0253**	**1.0000**	
Leverage	**-0.6596**	**0.2368**	**-0.1813**	**-0.2819**	**-0.4167**	**1.0000**

MLR.4: Autokorrelation

Som tidligere nævnt antages denne forudsætning at være opfyldt, da den ikke kan testes jf. Stock & Watson (2011) og Makridakis et al (1998).

MLR.5: Homoskedasticitet

Antagelsen om homoskedastiske fejlled var oprindeligt ikke opfyldt, hvorfor testen udføres med robuste fejlled. Nedenfor gennemføres testen igen, nu med robuste standard fejl. MLR.5 er dermed opfyldt.

MLR.6: **Normalfordeling af fejlled**

Eftersom, at modellen opfylder MLR1-5 efter korrektionen med robuste standardfejl, så mangler kun MLR.6 om normalitet at vise sig opfyldt.

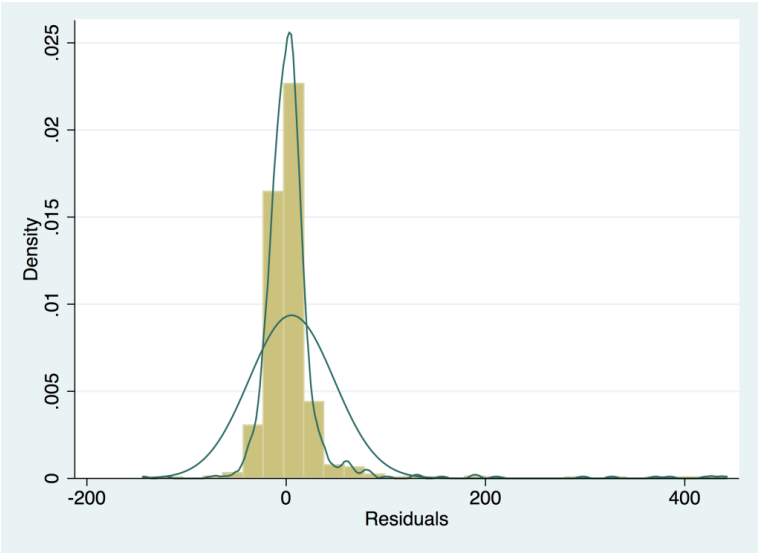
Nedenfor udføres en Skævhed-kurtosis-test (SK-test), som indikerer om fejlleddene er normalfordelte. Testen giver en p-værdi på 0,0000, hvilket indikerer, at fejlledende ikke er normalfordelte.

Skewness/Kurtosis tests for Normality

				joint	
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
residuals	**846**	**0.0000**	**0.0000**	.	**0.0000**

Derfor plottes residualerne mod sin tæthedsfordeling med et normalfordelingsbånd henover, se nedenstående graf. Hvis der tages højde for, at søjlerne er meget brede, så ser data forholdsvist normalfordelt ud omkring middelværdi, $\mu = 0$. Dette ville være mere tydeligt med flere observationer jævnfør *the central limit theorem*. I takt med, at antallet af observationer stiger, da vil søjlerne blive smallere og smallere. Når søjlerne bliver smallere vil dataen i højere grad konformere med de omlæggende bånd i og med, at søjlerne bliver umulige at adskille fra hinanden med det blotte øje, og i stedet udgør en kurve. Det bemærkes, at der er få store outliers som kan forårsage en højreskævhed i modellen. Men da tætheden er meget lav, dvs., at der er tale om enkeltstående observationer, så har dette ikke stor betydning. Derfor vurderes det, at forudsætningen om normalfordelte fejlled er opfyldt.

Tæthedsfordeling af fejlleddene efter robusthedskorrektionen:



Dermed er MLR 1-6 opfyldt og modellen kan testes igen.

P/E modellen

Alle forudsætningerne for multipel lineær regression vurderes nu opfyldt, og alle parametre er nu signifikante. Modellen bliver da:

$$\frac{P}{E} = -51{,}6040 \cdot ROE + 9{,}0038 \cdot ROIC + 66{,}8489 \cdot ROA + 31{,}7463 \cdot Growth - 1{,}6890 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 106{,}5155 \cdot Leverage$$

Det bemærkes, som det kort blev nævnt i gennemgangen af MLR forudsætningerne, at ROE viser sig at have en negativ koefficient. Dette resultat er stærkt overraskende, da forventningen var, at P/E, ceteris paribus, ville være en voksende funktion af ROE, som det blev udledt ved partiel differentiation af det algebraiske udtryk for P/E multiplen. Det er svært at komme med en forklaring på dette fund. For at kunne stadfæste resultatet er modellen blevet underkastet opfølgende tests for at analysere, hvordan ROE reagerer. Disse test er ikke en del af den egentlige test af multipel lineær regressions antagelser ej heller modellens robusthed, hvorfor alene overvejelserne fremgår her.

Det noteres, at ROE var negativt korelleret med de andre profitabilitetsparametre, ROIC og ROA, det er derfor blevet forsøgt at udelade disse. En sådan test ændrer ikke ved, at ROEs koefficient viser sig at være signifikant negativ. En anden mulig forklaring er udeladelsen af interceptet influerer på værdien af parametrenes koefficienter. At inkludere et intercept resulterer igen i en negativ koefficient for ROE. Dernæst er der blevet udført en simpel lineær regression af P/E multiplerne på ROE som enkeltstående forklarende parameter. En sådan test resulterer i en positiv koefficient for nøgletallet ROE. At denne fortegn ikke replikeres i nogle af de multiple regressionsmodeller henleder opmærksomheden på, hvorvidt der er multikollinearitet blandt de udvalgte forklarende parametre. I korte træk blev det undersøgt, om ROEs sammenhæng med en eller flere af de øvrige parametre kan være årsagen til resultatet. Ved reference til korrelationsmatricen bemærkes det, at ROE ikke er perfekt korreleret med nogle af de andre parametre og ej heller er tilnærmelsesvist perfekt korreleret med nogle af disse. Summeret må det konstateres, at baseret på det konstruerede datamateriale, er P/E en simpel lineært voksende funktion af ROE. Dette er ikke tilfældet for de estimerede multiple lineære regressionsmodeller, der udgør denne afhandlings analyse.

De øvrige koefficienter konformerer med forventningerne. P/E er en voksende funktion af ROIC, ROA og den forventede vækst i overskuddet pr. aktie. Samtidig er P/E en faldende funktion af forholdet mellem nettorentebærende gæld, NetDebt, og driftsoverskuddet, EBIT. P/E multiplen viser sig at være en voksende funktion af Leverage.

Modellen har en forklaringsgrad på 33,6 %, hvorfor de signifikante parametre forklarer en del af variansen i den afhængige variabel, men langtfra den samlede varians. Dette indikerer, at der findes andre signifikante parametre end de udvalgte værende kvantificerbare eller ej.

5.4.2 P/B

Processen udføres nu igen med P/B multiplen som afhængig variabel. Først estimeres modellen iterativt til den udelukkende består af signifikante forklarende parametre, hvorefter forudsætningerne for multipel lineær regression testes. Regressionen af P/B på de udvalgte parametre resulterer i følgende regressionsmodel:

Source	SS	df	MS	Number of obs =	846
				F(10, 836) =	497.64
Model	13779.1263	10	1377.91263	Prob > F =	0.0000
Residual	2314.81204	836	2.76891393	R-squared =	0.8562
				Adj R-squared =	0.8544
Total	16093.9384	846	19.0235678	Root MSE =	1.664

PB	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	13.732	.4680294	29.34	0.000	12.81335	14.65065
ROIC	.8846338	.1560926	5.67	0.000	.5782543	1.191013
ROA	3.699926	1.439515	2.57	0.010	.8744371	6.525415
EARNINGS	-.0001005	.0000252	-3.99	0.000	-.0001499	-.000051
FGEAR	-.8649915	.240943	-3.59	0.000	-1.337916	-.3920673
AOH	-.0171426	.0094437	-1.82	0.070	-.0356787	.0013935
Growth	.6225237	.174155	3.57	0.000	.2806913	.9643561
Beta	.0478209	.0718141	0.67	0.506	-.0931363	.188778
NetDebtEBIT	-.0266984	.0108881	-2.45	0.014	-.0480697	-.0053271
Leverage	3.745641	.4610552	8.12	0.000	2.840679	4.650603

Modellen indeholder mindst en insignifikant parameter i form af Beta med en p-værdi på 0,506, hvilket er langt over signifikansniveauet på 0,05. Modellen estimeres igen og på lignende vis resulterer det i, at AOH viser sig insignifikant og dermed droppes. Den endelige model ser således ud:

Dropper beta og AOH ud af modellen, da de er insignifikante if. T-testen.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	846
				F(8, 838) =	620.46
Model	13769.3214	8	1721.16518	Prob > F =	0.0000
Residual	2324.61695	838	2.77400591	R-squared =	0.8556
				Adj R-squared =	0.8542
Total	16093.9384	846	19.0235678	Root MSE =	1.6655

PB	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	13.73768	.4661367	29.47	0.000	12.82275	14.65261
ROIC	.7585753	.1380704	5.49	0.000	.487571	1.02958
ROA	4.261871	1.329751	3.21	0.001	1.651838	6.871904
EARNINGS	-.0000984	.0000252	-3.91	0.000	-.0001478	-.0000491
FGEAR	-.8064309	.2391055	-3.37	0.001	-1.275747	-.337115
Growth	.6403388	.1656499	3.87	0.000	.3152015	.9654762
NetDebtEBIT	-.0266697	.0108122	-2.47	0.014	-.0478918	-.0054477
Leverage	3.737466	.4247275	8.80	0.000	2.903811	4.57112

Inden analysen af regressionsoutputtet udføres, testes forudsætningerne for modellen. Af Breusch-Pagan testen udført for P/E multiplen fremgik det, at der var heteroskedastiske fejl.

MLR.1-4 er testet for, og vurderes overholdt. Derfor rettes fokus på testen af forudsætningen om homoskedastiske fejlled, for at kunne estimere modellen med robuste standard fejl om nødvendigt.

MLR.5 - Homoskedasticitet

MLR.5, om homoskedastiske fejlled er ikke overholdt som det fremgår af Breusch-Pagan testen. Testen, der anvender Chi^2-fordelingen viser tydeligt, at der er problemer med heteroskedasticitet.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of PB

         chi2(1)      =  1097.78
         Prob > chi2  =   0.0000
```

Testen udføres igen, nu blot med robuste standardfejl

For at sikre, at antagelsen om homoskedasticitet er overholdt vælges det igen, at testen udføres med robuste standard fejl.

```
Linear regression                               Number of obs =     846
                                                F( 10,   836) =  263.60
                                                Prob > F      =  0.0000
                                                R-squared     =  0.8562
                                                Root MSE      =   1.664
```

PB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	13.732	1.498668	9.16	0.000	10.79041	16.6736
ROIC	.8846338	.2645877	3.34	0.001	.3652995	1.403968
ROA	3.699926	2.998547	1.23	0.218	-2.185638	9.58549
EARNINGS	-.0001005	.0000233	-4.32	0.000	-.0001462	-.0000548
FGEAR	-.8649915	.2261771	-3.82	0.000	-1.308933	-.4210498
AOH	-.0171426	.0087943	-1.95	0.052	-.0344041	.0001189
Growth	.6225237	.2819979	2.21	0.028	.0690166	1.176031
Beta	.0478209	.0711269	0.67	0.502	-.0917873	.1874291
NetDebtEBIT	-.0266984	.0095733	-2.79	0.005	-.045489	-.0079078
Leverage	3.745641	.6308691	5.94	0.000	2.507368	4.983914

På baggrund af ovenstående modeloutput konstateres det igen, at der forefindes insignifikante forklarende parametre baseret på de respektive parametre p-værdier. Mindst signifikant findes beta igen at være, hvorfor parameteren følgelig droppes og den iterative estimeringsproces påbegyndes. På samme vis udelades AOH igen af modellen på samme vis, som det var tilfældet for modellen med heteroskedastiske fejl, imidlertid resulterer brugen af robuste standard fejl i, at også ROA viser sig insignifikant på et 5 % signifikansniveau.

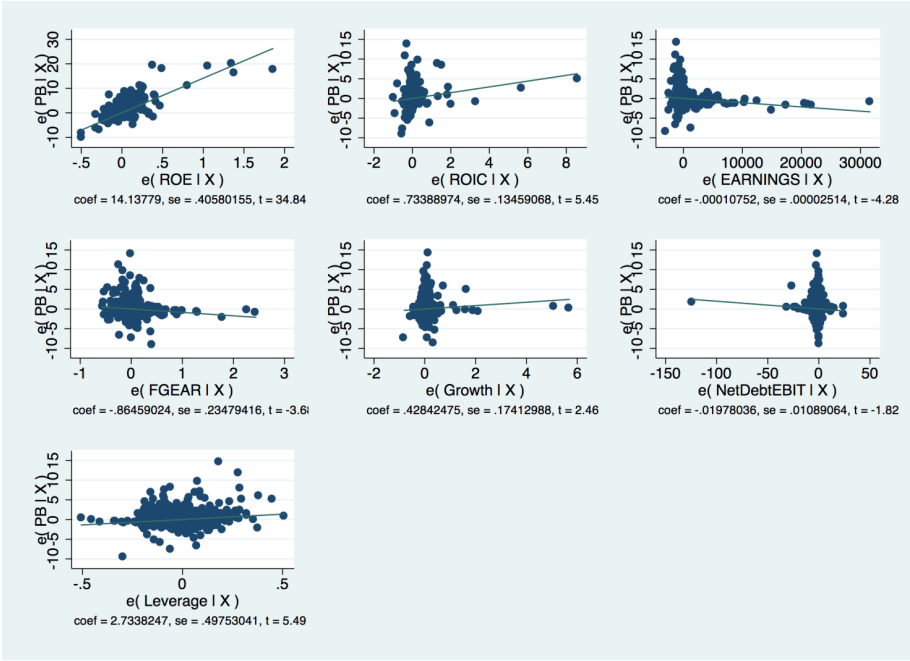
Den endelige model med robuste standard fejl ser derfor ud som følger:

```
Linear regression                               Number of obs =       846
                                                F(  7,   839) =    260.64
                                                Prob > F      =    0.0000
                                                R-squared     =    0.8538
                                                Root MSE      =    1.6747
```

PB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	14.5008	1.264959	11.46	0.000	12.01795	16.98366
ROIC	.9058994	.2515603	3.60	0.000	.412138	1.399661
EARNINGS	-.0000897	.0000249	-3.60	0.000	-.0001385	-.0000408
FGEAR	-.9320564	.2270904	-4.10	0.000	-1.377789	-.4863243
Growth	.7096508	.2896177	2.45	0.014	.1411905	1.278111
NetDebtEBIT	-.0284618	.0102607	-2.77	0.006	-.0486015	-.0083222
Leverage	4.016976	.6927039	5.80	0.000	2.65734	5.376612

Nu hvor modelen opfylder forudsætningen om homoskedastiske fejl og er gennemført med robuste standard fejl, testes de resterende forudsætninger.

MLR.1 - Linearitet



Ovenstående plot af den afhængige variabel, P/B, mod de individuelle parametre giver et mere klart billede end det var tilfældet for P/E multiplen. Nøgletallene ROE, Leverage samt FGEAR udviser tegn på en lineær sammenhæng. Særligt sammenhængen mellem P/B og ROE lader til at være approksimativt lineær. Det samme kan ikke siges om Growth, Earnings, ROIC og NetDebt/EBIT. Growth og NetDebt/EBIT indeholder outliers der slører billedet, mens der er svage tegn på linearitet for ROIC. ROICS outliers viser lineære tendenser, mens hovedgruppen af observationer lader til at stige svagt i retning af x-aksen. Alt i alt vurderes plottene være udfordret på linearitetsforudsætningen. Linearitetsforud-

sætningen underbygges yderligere af regressionsmodellens F-test, der indikerer en stærkt signifikant lineære sammenhæng mellem P/B multiplen og mindst én af de forklarende variable. Det vurderes derfor, at parametrene er approksimativt lineære determinanter for P/B multiplen.

MLR.2 – Tilfældig stikprøve

Da datamaterialet er det samme for estimeringen af P/B multiplen som de øvrige, antages MLR.2 om tilfældig udvælgelse af stikprøve at være opfyldt ud fra samme argument der gjorde sig gældende for P/E multiplen.

MLR.3 - Multikollinearitet

Forudsætningen om, at der ikke forefindes perfekt kollinearitet mellem nogle af de forklarende parametre testes på samme måde som for P/E multiplen.

Variable	VIF	1/VIF
FGEAR	**2.08**	**0.481167**
Leverage	**2.06**	**0.485807**
NetDebtEBIT	**1.50**	**0.667987**
ROE	**1.25**	**0.797375**
ROIC	**1.15**	**0.868085**
EARNINGS	**1.02**	**0.980547**
Growth	**1.02**	**0.980722**
Mean VIF	**1.44**	

VIF-testen giver ingen anledning til bekymring, da tallene alle er under 2,1 for parametrene, og dermed langt fra grænseværdien på 10. Vi vender dernæst blikket mod korrelationsmatricen for de signifikante parametre.

Korrelationsmatrice

Correlation matrix of coefficients of **regress** model

e(V)	ROE	ROIC	EARNINGS	FGEAR	Growth	NetDeb~T	Leverage
ROE	**1.0000**						
ROIC	**-0.4653**	**1.0000**					
EARNINGS	**-0.5183**	**0.0542**	**1.0000**				
FGEAR	**0.3986**	**0.0239**	**-0.1578**	**1.0000**			
Growth	**-0.0659**	**-0.0643**	**0.0870**	**0.1708**	**1.0000**		
NetDebtEBIT	**0.1838**	**-0.0325**	**-0.0550**	**-0.2467**	**-0.0006**	**1.0000**	
Leverage	**-0.7303**	**0.1243**	**0.2512**	**-0.7312**	**-0.2371**	**-0.2021**	**1.0000**

Det kan aflæses i matricen, at ikke to af parametrene er perfekt positivt eller negativt korrelerede med hverandre. Det bemærkes, at ligesom for P/E findes der, at være en negativ korrelation mellem ROE og ROIC, på trods af ROE i den estimerede model har en positiv koefficient. Derimod er ROE positivt korreleret med FGEAR og NetDebt/EBIT. Det tyder derfor på, at selskaber med en højere andel af fremmedkapital i deres kapitalstruktur har en tendens til at opnå højere forrentning af deres egenkapital.

Det kan også aflæses, at FGEAR og Leverage er negativt korrelerede med hinanden, hvilket ikke intuitivt kan forklares.

Ingen af de to test udviser tegn på mulige forhindringer i forhold til at tilfredsstille antagelsen om, at der ikke forefindes perfekt kollinearitet. MLR.3 vurderes derfor opfyldt.

MLR.4 – Manglende autokorrelation mellem fejlled/uafhængighed af fejlled

Som tidligere nævnt antages denne forudsætning at være opfyldt, da den ikke kan testes jf. Stock & Watson (2011) og Makridakis et al (1998).

MLR.5 - Homoskedasticitet

Forudsætningen er opfyldt som tidligere beskrevet, da modellen er blevet estimeret med robuste standard fejl, hvorfor fejlleddene vil være homoskedastiske.

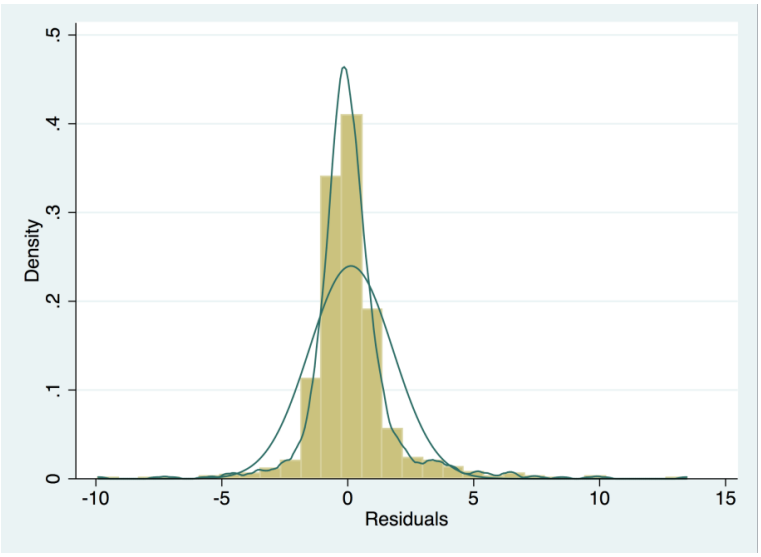
MLR.6

For at teste for normalfordelte fejlled, testes dette ved en SK test. Testen indikerer, at der kan være udfordringer med normalitetsforudsætningen, da den returnerer en p-værdi på 0,0000.

Skewness/Kurtosis tests for Normality

				joint	
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
residuals	846	0.0000	0.0000	.	0.0000

For at undersøge dette nærmere plottes fejlledende i et histogram. De observerede fejlled er samlet omkring 0, og har en lidt mindre standardafvigelse. Derfor vurderes normalitetsforudsætningen, MLR.6, at være opfyldt. At det er en rimelig antagelse følger af, at de observerede fejlled ligger endnu nærmere 0, end de ville, hvis de var fuldstændig normalfordelte.



P/B modellen:

Nu da antagelserne for en pålidelig multipel regressionsmodel er opfyldt kan blikket igen rettes på selve den estimerede model.

Den multiple lineære regressionsmodel for P/B multiplen kan opskrives som følgende algebraiske udtryk:

$$\frac{P}{B} = 14{,}5008 \cdot ROE + 0{,}9059 \cdot ROIC - 8{,}97 \cdot 10^{-5} \cdot Earnings - 0{,}9321 \cdot FGEAR + 0{,}7097 \cdot Growth - 0{,}0285 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 4{,}0170 \cdot Leverage$$

Som nævnt, findes det, at datamaterialets P/B multipler er en voksende funktion af deres ROE. Dette resultat stemmer bedre overens med forventningen end det var tilfældet for P/E multiplen. Samtidig findes det, at ROIC også er positivt korreleret med P/B multiplen. Earnings viser sig at være en signifikant forklarende parameter trods størrelsen af koefficienten er ret tæt på 0. Trods den meget lille afvigelse fra 0, er en værdi på 0 ikke indeholdt i 95 % konfidensintervallet, da standardafvigelsen på koefficienten for Earnings er tilstrækkelig lille. Størrelsen af koefficienten forklares af, at Earnings er et absolut nøgletal, der derfor kan være ret højt.

Det ses, at P/B multiplen er en faldende funktion af FGEAR, men en voksende funktion af Leverage. Det bemærkes, at koefficienten for Leverage er væsentligt højere opgjort i absolutte tal end koefficienten for FGEAR. Dette betyder, at en øget andel af fremmedkapital i kapitalstrukturen i gennemsnit vil føre til en stigning i P/B multiplen. Samtidig kan det aflæses, at effekten af NetDebt/EBIT er negativ for værdien af P/B multiplen. Sammen med FGEAR stemmer dette overens med forventningen om, at en stigning i selskabets kredit-risici, ceteris paribus, medfører et fald i P/B multiplen.

Slutteligt bemærkes det, at i overensstemmelse med forventningen, så er datamaterialets P/B multipler en voksende funktion af den forventede vækstrate i selskabernes overskud pr. aktie.

Det mest interessante at bemærke ved modellen er imidlertid dens forklaringsgrad. Regressionsmodellen har en forklaringsgrad på 0,8538 svarende til, at de udvalgte forklarende parametre tilsammen forklarer hele 85,38 % af variansen i den afhængige variabel. Dette vurderes at være et særdeles højt niveau for forklaringsgraden for P/B multiplen, der har vist sig svær at forklare i tidligere undersøgelser af Bhojraj & Lee (2002) samt Kold & Knudsen (2015). Med reference til artiklen af Bhojraj & Lee (2002) bemærkes det, at deres undersøgelsesdesign resulterer i en model for P/E multiplen med højere forklaringsgrad end den der findes i denne afhandling. Imidlertid er forklaringsgraden for P/B multiplen signifikant højere, når den estimeres med udgangspunkt i denne afhandlings undersøgelsesdesign. Hertil bemærkes det, at validiteten af denne afhandlings resultater vil blive analyseret under en række robusthedstests.

5.4.3 EV/SALES

Modellen for EV/SALES testes på samme vis som prismodellerne og resulterer i følgende regressionsoutput:

Source	SS	df	MS		
Model	5974.93794	7	853.562562	Number of obs =	846
Residual	4915.6752	839	5.85896925	F(7, 839) =	145.68
				Prob > F =	0.0000
Total	10890.6131	846	12.8730652	R-squared =	0.5486
				Adj R-squared =	0.5449
				Root MSE =	2.4205

EVSALES	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	1.048757	.3352	3.13	0.002	.3908285	1.706686
SALES	-9.41e-06	3.77e-06	-2.50	0.013	-.0000168	-2.01e-06
NetDebtEBIT	.0143509	.0158035	0.91	0.364	-.0166681	.0453699
Growth	.4673461	.2527228	1.85	0.065	-.0286971	.9633893
ROIC	1.076688	.182763	5.89	0.000	.7179617	1.435415
Beta	.9489749	.0962867	9.86	0.000	.7599837	1.137966
Leverage	3.661312	.5890753	6.22	0.000	2.505078	4.817547

Parametrene NetDebt/EBIT og Growth bliver fravalgt, da de viste sig insignifikante i den iterative estimeringsproces.

Source	SS	df	MS		
Model	5950.71428	5	1190.14286	Number of obs =	846
Residual	4939.89886	841	5.87383931	F(5, 841) =	202.62
				Prob > F =	0.0000
Total	10890.6131	846	12.8730652	R-squared =	0.5464
				Adj R-squared =	0.5437
				Root MSE =	2.4236

EVSALES	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	1.133625	.3136799	3.61	0.000	.5179379	1.749313
SALES	-9.72e-06	3.77e-06	-2.58	0.010	-.0000171	-2.32e-06
ROIC	1.065898	.1829025	5.83	0.000	.7068989	1.424897
Beta	.9954116	.0898734	11.08	0.000	.819009	1.171814
Leverage	3.81105	.579286	6.58	0.000	2.674034	4.948067

Opfyldelse af MLR antagelserne:

Inden analysen af regressionsoutputtet udføres, testes forudsætningerne for modellen. Af Breusch-Pagan testen udført for prismultiplerne fremgik det, at der var heteroskedastiske fejl.

MLR.1-4 er testet for EV/SALES, og vurderes overholdt. Derfor rettes fokus på testen af forudsætningen om homoskedastiske fejlled, for at kunne estimere modellen med robuste standard fejl om nødvendigt.

MLR.5 - Homoskedasticitet:

Som det fremgår af Breusch-Pagan testen er der problemer med heteroskedacitet i fejlleddene på samme vis som det var tilfældet for de to prismodeller.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of EVSALES

         chi2(1)      =    48.31
         Prob > chi2  =   0.0000
```

For at opfylde denne forudsætning inden de øvrige forudsætninger for multipel lineær regression undersøges, vælges det at benytte robuste standard fejl. Som det tidligere er blevet beskrevet resulterer brugen af robuste standard fejl i, at problemet med heteroskedastiske fejl løses, således at modellens fejlled er homoskedastiske.

Robust regression

Ved anvendelsen af robuste standard fejl estimeres en multipel regressionsmodel for EV/SALES multiplen.

Linear regression

Number of obs	846
F(7, 839)	135.66
Prob > F	0.0000
R-squared	0.5486
Root MSE	2.4205

EVSALES	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	1.048757	.3923557	2.67	0.008	.2786434	1.818872
SALES	-9.41e-06	3.63e-06	-2.59	0.010	-.0000165	-2.27e-06
NetDebtEBIT	.0143509	.0288947	0.50	0.620	-.0423635	.0710653
Growth	.4673461	.2595299	1.80	0.072	-.0420579	.9767501
ROIC	1.076688	.2216824	4.86	0.000	.6415709	1.511805
Beta	.9489749	.1012742	9.37	0.000	.7501943	1.147755
Leverage	3.661312	.7592441	4.82	0.000	2.171071	5.151553

Som det fremgår af regressionsoutputtet, indeholder modellen mindst én insignifikant forklarende parameter. Den mindst signifikante parameter, NetDebt/EBIT droppes af modellen som første led i den iterative estimeringsproces. De efterfølgende iterationer af modellen resulterer i, at også den forventede vækst i overskuddet pr. aktie, Growth, droppes af den endelige robuste model, der kommer til at se ud således: (Se næste side)

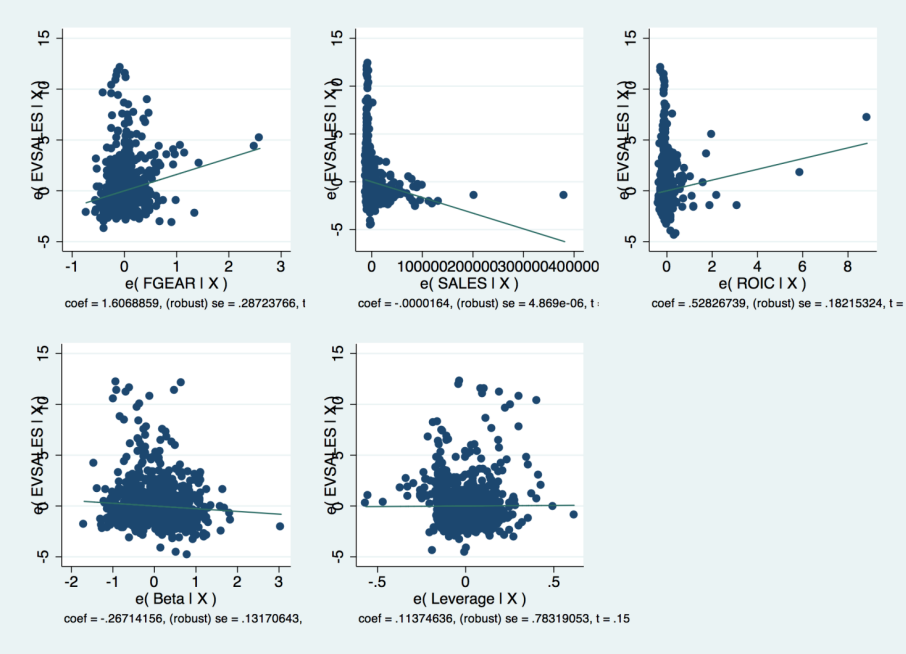
Linear regression

Number of obs =	846
F(5, 841) =	187.12
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.5464
Root MSE =	2.4236

EVSALES	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	1.133625	.326649	3.47	0.001	.4924822	1.774768
SALES	-9.72e-06	3.70e-06	-2.62	0.009	-.000017	-2.45e-06
ROIC	1.065898	.2197872	4.85	0.000	.6345021	1.497294
Beta	.9954116	.097606	10.20	0.000	.8038316	1.186992
Leverage	3.81105	.7733637	4.93	0.000	2.293101	5.329

MLR.1 – Linearitet

Den estimerede models opfyldelse af de øvrige forudsætninger undersøges i det følgende, startende med forudsætningen om linearitet. AVPLOTs samt en udført F-test anvendes til at belyse antagelsen om linearitet i sammenhængen mellem den afhængige variabel og de forklarende parametre:



Relationen mellem EV/SALES og parameteren FGEAR viser nogle tegn på linearitet. For parameteren SALES, er det langt mindre tydeligt, om end der er en negativ sammenhæng, at der eksisterer et lineært forhold, da observationerne er klumpet sammen omkring 0. Det forventes imidlertid ikke, at forholdet mellem EV/SALES og SALES er lineært. Da omsætningen indgår som nævneren i multiplen, da vil multiplens hældning være afhængig af, hvor på kurven man undersøger denne. Mere specifikt er EV/SALES i teorien en eksponentielt aftagende funktion af omsætningen alt andet lige. Den lineære sammenhæng vil derfor være en approksimation som antages.

Sammenhængen mellem EV/SALES og hhv. Beta og Leverage viser tegn på linearitet, med en mindre del ekstreme værdier. Linearitetsforudsætningen er svær at argumentere for mellem multiplen og parameteren ROIC. Der lader til at være en positiv lineær tendens i de mere ekstreme observationer til højre i plottet, mens hovedgruppen af observationerne er svære at vurdere. Af ovenstående AVPLOTs fremgår det, at det ikke er urimeligt at antage, at EV/SALES multiplen er en lineær funktion af de forklarende parametre.

F-testen i regressionsoutputtet viser, at den 5-dimensionale regressionsmodels er approksimativt lineær i mindst én af parametrene med en p-værdi under 1 %. Med udgangspunkt i dette vurderes forudsætningen om linearitet at være tilstrækkeligt opfyldt.

MLR.2 – Tilfældig stikprøve

Med reference til gennemgangen af denne antagelse i de tidligere regressionsmodeller, antages forudsætningen om tilfældig stikprøve udvælgelse at være opfyldt.

MLR.3 – Multikollinearitet

For at teste for fraværet af perfekt kollinearitet mellem de forklarende parametre udføres en VIF test.

Variable	VIF	1/VIF
FGEAR	**1.76**	**0.568210**
Leverage	**1.71**	**0.583131**
ROIC	**1.06**	**0.944599**
Beta	**1.01**	**0.991597**
SALES	**1.00**	**0.996187**
Mean VIF	**1.31**	

VIF testen giver ikke anledning til videre bekymring, da teststørrelserne for de forskellige forklarende parametre alle findes at være signifikant mindre end 10, hvilket ifølge Stock & Watson (2011) er grænseværdien for nærmere analyse. Ingen af VIF testværdier overstiger 1,8, hvilket indikerer, at MLR.3 er opfyldt.

Dernæst opstilles en korrelationsmatrice for yderligere at belyse sammenhængen mellem de enkelte forklarende parametre:

e(V)	FGEAR	SALES	ROIC	Beta	Leverage
FGEAR	**1.0000**				
SALES	**-0.0530**	**1.0000**			
ROIC	**0.1535**	**-0.1054**	**1.0000**		
Beta	**0.4508**	**-0.1027**	**-0.1851**	**1.0000**	
Leverage	**-0.6599**	**-0.1287**	**-0.1378**	**-0.7404**	**1.0000**

Det ses, at der ikke forefindes tegn på perfekt kollinearitet mellem nogle af parametrene. Af interesse bemærkes det, at korrelationen mellem SALES og ROIC er negativ, hvilket baseret på datamaterialet betyder, at større omsætningen ikke nødvendigvis resulterer i en forbedring af den driftsmæssige performance. Intuitivt kan forklaringen være, at det er svære for større selskaber at opretholde en høj afkastningsgrad, der bedre kan opnås af nichéselskaber. Større selskabers profit er i højere grad et resultat af den skala de opererer på end den relative profitabilitet. At det skulle forholde sig sådan modsiges imidlertid af, at det af Tabel 5 fremgår, at Large cap selskaber i gennemsnit har højere afkastgrader end Small cap selskaber.

Korrelationsmatricen viser, ligesom for P/B multiplen, at korrelationen mellem FGEAR og Leverage er negativ. Mere interessant er det, at der er en positiv korrelation mellem FGEAR og Beta, hvilket stemmer med forventningerne. En højere finansiel gearing vil resulterer i, at selskabets profit varierer mere i takt med ændringer i omsætningen. Derfor vil en stigning i FGEAR resultere i mere systematisk risiko, som beskrevet ved Beta. Forudsætningen om, at ingen af parametrene er perfekt korrelerede konstateres at være opfyldt.

MLR.4 – Manglende autokorrelation mellem fejlled/Uafhængige fejlled

Som tidligere nævnt antages denne forudsætning at være opfyldt, da den ikke kan testes jf. Stock & Watson (2011) og Makridakis et al (1998).

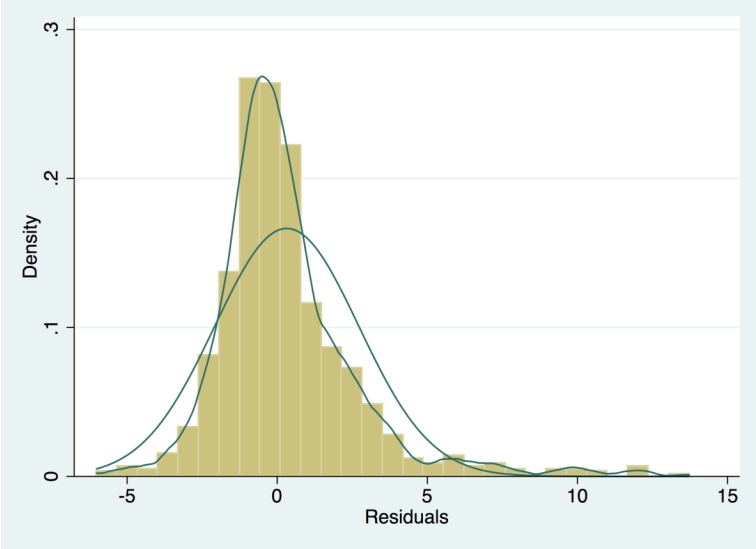
MLR.6 – Normalfordelte fejlled

Der udføres en SK test som vist herunder, der indikerer, at normalitetsantagelsen ikke er opfyldt.

Skewness/Kurtosis tests for Normality

				joint	
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
residuals	**846**	**0.0000**	**0.0000**	.	**0.0000**

For at analysere fordelingen af fejlleddene nærmere, opstilles et histogram som i de tidligere modeller, hvor fo
lingen af fejlleddene omkring den antagede middelværdi 0, kan aflæses. Af grafen fremgår det, at der er en vis h
skævhed i fordelingen, men, at der ikke er et stort antal. Overordnet set vil disse outliers ikke påvirke mode
pålidelighed. Det ses, ligesom i de øvrige regressionsmodellerne, at standardafvigelsen af fejlleddene er mindre
for den klassiske normalfordeling, selvom middelværdien lader til at være den samme. Derfor antages MLR.6 at
opfyldt.



EV/SALES modellen

Forudsætningerne for multipel lineær regression er nu opfyldt og analysen af selve den estimerede regressionsmodel kan foretages.

Modellen for EV/SALES multiplens er udtrykt ved:

$$\frac{EV}{Sales} = 1{,}1336 \cdot FGEAR - 9{,}72 \cdot 10^{-6} \cdot Sales + 1{,}0659 \cdot ROIC + 0{,}9954 \cdot Beta + 3{,}8111 \cdot Leverage$$

Af modeloutputtet kan det aflæses, at EV/SALES multiplen er en voksende funktion af FGEAR, ROIC, Beta og Leverage, men en faldende funktion af SALES. Som det blev beskrevet under gennemgangen af linearitetsantagelsen er det forventeligt, at EV/SALES er en faldende funktion af SALES. Samme resultat følger af udledningen af det algebraiske udtryk for EV/SALES multiplen. Her blev det ved anvendelse af partiel differentiation vist, at EV/SALES multiplens hældning i SALES er negativ. De øvrige signifikante parametre har positive koefficienter, hvilket baseret på det konstruerede data-

materiale betyder, at en øget systematisk risiko beskrevet både ved beta og FGEAR har en positiv effekt på markedsværdien af selskabets forpligtelser overfor dets ejere og kreditorer, ceteris paribus. Deraf kan det udledes, at det forventes at have en positiv effekt på markedsværdien af et selskab, når den systematiske risiko øges. Dette kan hænge sammen med, at aktiemarkedet generelt udviser en stigende tendens over tid, hvorfor en høj betaværdi vil resultere i en stigende markedsværdi over tid i gennemsnit. At FGEAR har en koefficient så signifikant forskellig fra 0, er formentlig også et resultat af selskabsskat. En stigning i den finansielle gearing vil resultere i, at markedsværdien af selskabet stiger, grundet effekten af skatteskjoldet. I fraværet af selskabsskat argumenterer Miller & Modigliani (1958) for, at effekten af ændringer i kapitalstruktur ingen betydning vil have for et selskabs markedsværdi. Samme argumentation formodes at forklare den positive koefficient for parameteren Leverage.

At EV/SALES er en voksende funktion af afkastningsgraden stemmer tillige overens med forventningerne, da det intuitivt følger, at en stigning i det relative afkast af den investerede kapital vil resultere i et mere attraktivt selskab, ceteris paribus.

Foruden de signifikante parametres respektive koefficienter, rettes blikket mod regressionsmodellens overordnede forklaringsgrad. Af modeloutputtet kan det aflæses, af de forklarende parametre i fællesskab forklarer 54,64 % af den samlede varians i datamaterialets EV/SALES multipler. Forklaringsgraden er højere end det var tilfældet for P/E multiplen, men lavere end den tilsvarende værdi for P/B multiplen. En forklaringsgrad på over 50 % vurderes at være acceptabel. Parametrene har tydeligvis en signifikant forklaringsevne på EV/SALES multiplerne. Modellen består alene af fem forklarende parametre, hvorfor det ikke er usandsynligt, at der kan findes andre parametre, både kvalitative og kvantitative, der kan vise sig at være signifikante og følgelig forbedre modellens forklaringsgrad.

5.4.4 EV/EBIT

Som for de øvrige modeller beregnes der en multipel regressionsmodel for EV/EBIT multiplen. Modellens parametre testes for signifikans og estimeres iterativt indtil kun signifikante parametre er tilovers.

Source	SS	df	MS		
Model	249004.283	7	35572.0404		
Residual	136987.835	839	163.275131		
Total	385992.117	846	456.255458		

Number of obs	846
F(7, 839)	217.87
Prob > F	0.0000
R-squared	0.6451
Adj R-squared	0.6421
Root MSE	12.778

EVEBIT	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	3.004584	1.776599	1.69	0.091	-.4825169	6.491684
EBIT	-.0002311	.0001102	-2.10	0.036	-.0004473	-.0000149
NetDebtEBIT	-.9409257	.0834558	-11.27	0.000	-1.104732	-.7771189
Growth	10.36174	1.334691	7.76	0.000	7.742019	12.98147
ROIC	.3084447	.9671624	0.32	0.750	-1.589897	2.206787
Beta	6.117966	.5069545	12.07	0.000	5.122918	7.113014
Leverage	31.02347	3.105291	9.99	0.000	24.92842	37.11852

Det ses af det oprindelige regressionsoutput, at modellen indeholder mindst én insignifikant parameter i form af ROIC. Den iterative estimering af modellen resulterer i, at også FGEAR og EBIT må droppes som parametre.

Source	SS	df	MS		
Model	247912.846	4	61978.2114		
Residual	138079.271	842	163.989634		
Total	385992.117	846	456.255458		

Number of obs	846
F(4, 842)	377.94
Prob > F	0.0000
R-squared	0.6423
Adj R-squared	0.6406
Root MSE	12.806

EVEBIT	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
NetDebtEBIT	-.890176	.0778097	-11.44	0.000	-1.0429	-.7374523
Growth	10.45169	1.33526	7.83	0.000	7.83086	13.07252
Beta	5.915961	.4823053	12.27	0.000	4.9693	6.862623
Leverage	33.3617	2.613165	12.77	0.000	28.23262	38.49078

Det er overraskende, at EBIT viser sig at være insignifikant som forklarende parameter for EV/EBIT multiplen. Inden konklusioner drages, testes modellens forudsætninger for at sikre en robust model. MLR.1-4 testes positivt for ovenstående model, hvorfor MLR.5 kan testes.

MLR.5 – Homoskedasticitet

De øvrige modeller har udvist problemer med heteroskedastiske fejlled, hvorfor resultatet af testen forventes at være negativt. Testen sikrer, at modellen består af de rette parametre, når der kontrolleres for heteroskedasticitet.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
         Ho: Constant variance
         Variables: fitted values of EVEBIT

         chi2(1)      =   279.89
         Prob > chi2  =   0.0000
```

Breusch-Pagan testen, vist herover, resulterer i en meget lav p-værdi, hvilket betyder, at sandsynligheden for at populationens fejlled er homoskedastiske forudsat dette observationssæt er mindre end 0,001 %. Det afvises derfor, at fejlleddene er homoskedastiske, hvorfor der skal korrigeres for heteroskedasticitet. For at opfylde antagelsen, estimeres modellen igen med anvendelsen af robuste standard fejl, der renser dataen for heteroskedasticitet.

Model med robuste standard fejl

Linear regression

Number of obs	846
F(7, 839)	203.89
Prob > F	0.0000
R-squared	0.6451
Root MSE	12.778

EVEBIT	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	3.004584	1.973227	1.52	0.128	-.8684572	6.877625
EBIT	-.0002311	.00006	-3.85	0.000	-.0003489	-.0001133
NetDebtEBIT	-.9409257	.2335875	-4.03	0.000	-1.39941	-.4824412
Growth	10.36174	3.772358	2.75	0.006	2.957375	17.76611
ROIC	.3084447	.8126707	0.38	0.704	-1.286662	1.903551
Beta	6.117966	.6073649	10.07	0.000	4.925832	7.310099
Leverage	31.02347	3.003114	10.33	0.000	25.12897	36.91797

Modellen estimeres iterativt for at udskille eventuelle insignifikante parametre på et 5 % signifikansniveau baseret på de beregnede p-værdier. I den endelige model er parametrene ROIC og FGEAR blevet udeladt grundet insignifikans.

Linear regression

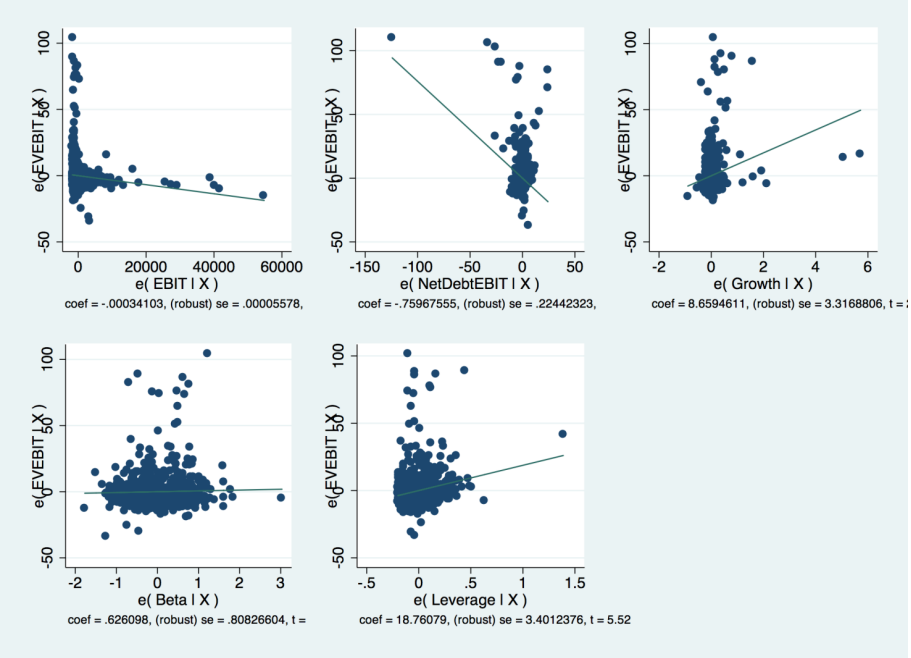
Number of obs	846
F(5, 841)	256.08
Prob > F	0.0000
R-squared	0.6439
Root MSE	12.784

EVEBIT	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
EBIT	-.0002138	.0000612	-3.49	0.001	-.0003339	-.0000937
NetDebtEBIT	-.8907796	.2085235	-4.27	0.000	-1.300067	-.481492
Growth	10.31317	3.750759	2.75	0.006	2.951219	17.67511
Beta	6.047795	.5883827	10.28	0.000	4.892924	7.202666
Leverage	33.84086	3.026022	11.18	0.000	27.90142	39.7803

Det bemærkes indledningsvis, at EBIT viser sig at være en signifikant forklarende parameter, når modellen korrigeres for heteroskedasticitet. Forud for analysen af regressionsmodellen, gennemgås modellens opfyldelse af de øvrige forudsætninger for en pålidelig multipel regressionsmodel.

MLR.1 – Linearitet

Herunder vises AVPLOTSs for de enkelte parametre målt op imod den afhængige variabel, EV/EBIT:



Af de viste AVPLOTs fremgår det, at særligt Leverage og Beta udviser en klart lineær tendens. EBIT udviser en tendens i retning af en svagt lineær sammenhæng vurderet på hovedgruppen af observationerne. Det anføres her, at argumentet for, hvorfor EV/EBIT kun kan være approksimativt lineær som funktion af EBIT følger ræsonnementet fra EV/SALES og SALES. EV/EBIT burde i teorien, alt andet lige, være en eksponentielt aftagende funktion af EBIT. For de øvrige plot er det reelle forhold mere sløret. Growth viser en positiv tendens, hvorfor den vurderes at være meget svagt lineær. For NetDebt/EBIT er det svært at kommentere på, hvilken type sammenhæng der er, da observationer ligger meget tæt. Kigges der på observationerne øverst og til højre ser det ud til, at der er en positiv sammenhæng, som regressionslinjen også demonstrerer, men det er svært at sige om den er lineær. For Beta er observationerne jævnt fordelt omkring tendenslinjen. Majoriteten af dataen er grupperet centralt, med en anseelig del af punkterne liggende over selve grupperingen. Det ligner umiddelbart, at punkternes placering opad y-aksen er relativt konstant i x-aksens længde, undtagen de ekstreme værdier.

Ovenstående plots og analyse giver et billede af en model, hvor der er berettiget tvivl om, hvorvidt den er approksimativt lineær. Den lineære tendens er generet svagere for denne model relativt til de

foregående modeller. Imidlertid er F-testen mere positiv. F-testen udtrykker, at mindst én parameter er en approksimativt lineær determinant for EV/EBIT. Antagelsen om en lineær model vurderes derfor at være opfyldt. Det noteres, at de ovenstående AVPLOTs ej heller viser tegn på eksponentielle, potentielle samt højere ordens relationer som f.eks. parabler.

MLR.2 – Tilfældig stikprøve

Med reference til gennemgangen af denne antagelse i de tidligere regressionsmodeller, antages forudsætningen om tilfældig stikprøve udvælgelse at være opfyldt

MLR.3 – Multikollinearitet

Antagelsen om fraværet af perfekt kollinearitet mellem de forklarende parametre testes igen ved udførelsen af en VIF-test samt opstillingen af en korrelationsmatrice.

Variable	VIF	1/VIF
Leverage	**1.32**	**0.755081**
NetDebtEBIT	**1.32**	**0.758632**
Growth	**1.02**	**0.978649**
Beta	**1.02**	**0.980664**
EBIT	**1.01**	**0.993765**
Mean VIF	**1.14**	

Ingen af testværdierne i VIF-testen ligger over 1,4, og dermed er antagelsen opfyldt, da dette er langt fra tommelfingerreglen om bekymring ved en værdi på 10 (Stock & Watson, 2011).

Ydermere tjekkes korrelationen mellem parametrene i følgende korrelationsmatrice:

e(V)	EBIT	NetDeb~T	Growth	Beta	Leverage
EBIT	**1.0000**				
NetDebtEBIT	**-0.0887**	**1.0000**			
Growth	**0.1169**	**-0.0086**	**1.0000**		
Beta	**-0.3413**	**0.2156**	**-0.5349**	**1.0000**	
Leverage	**-0.0786**	**-0.6382**	**-0.1767**	**-0.4217**	**1.0000**

Der findes ingen tegn på multikollinearitet blandt de fem forklarende parametre, hvorfor det med rimelighed kan hævdes, at forudsætningen om manglende perfekt korrelation er opfyldt. Det kan læses ud af korrelationsmatricen, at der er en negativ korrelation mellem NetDebt/EBIT og EBIT, hvilket forventes grundet konstruktionen af nøgletallet NetDebt/EBIT. NetDebt/EBIT er en eksponentielt aftagende funktion af EBIT, på samme måde som EV/EBIT multiplen er det. Det kan også aflæses, at

NetDebt/EBIT er positivt korreleret med den systematiske risiko udtrykt ved Beta, men negativt korreleret med Leverage.

MLR.4 – Manglende autokorrelation mellem fejlled / uafhængige fejlled

Som tidligere nævnt antages denne forudsætning at være opfyldt, da den ikke kan testes jf. Stock & Watson (2011) og Makridakis et al (1998).

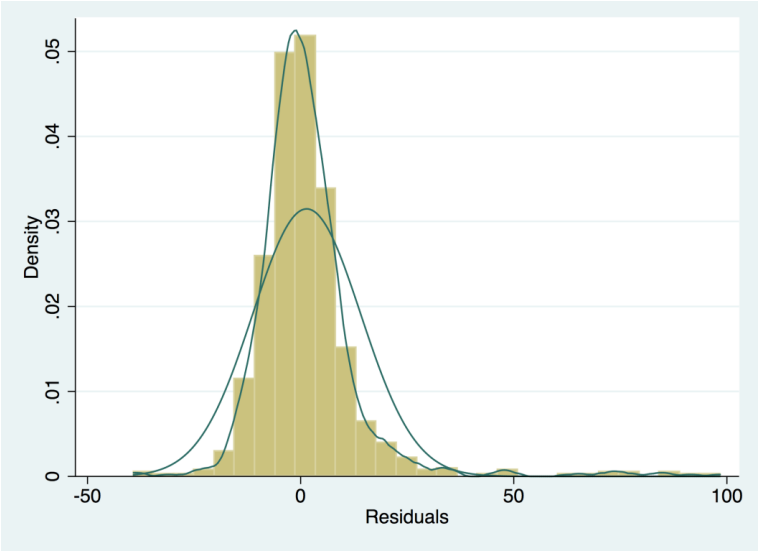
MLR.6 – Normalfordelte fejlled

På samme vis som for de øvrige modeller testes det med en SK test, hvorvidt fejlleddene med rimelighed kan siges at være normalfordelte. SK-testen indikerer, at der ikke er tale om en normalfordeling, hvorfor fordelingen bør analyseres nærmere.

Skewness/Kurtosis tests for Normality

				joint	
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
residuals	**846**	**0.0000**	**0.0000**	.	**0.0000**

Der opstilles et histogram over fordelingen af fejlleddene med en tilpasset tæthedskurve lagt henover. Derudover indtegnes tæthedskurven for normalfordelingen. Billedet er meget lig det de øvrige modellers histogrammer viste. Fejlleddene er tydeligt distribueret omkring en middelværdi på 0, ligesom normalfordelingen. Imidlertid er fordelingen svagt højreskæv med få outliers. Tætheden af residualerne er større for den observerede fordeling end for normalfordelingen, svarende til, at den observerede standardafvigelse er mindre end for normalfordelingen. En lav standardafvigelse er normalt en positiv egenskab, da det mindsker bredden af konfidensintervallet omkring den estimerede parameter for stikprøven. Dette bevirker, at antagelsen om normalfordelte fejlled med rimelighed er overholdt.



6.4 EV/EBIT modellen

Med gennemgangen af multipel lineær regressions antagelserne in mente kan den estimerede regressionsmodel analyseres. Det algebraiske udtryk for EV/EBIT modellen kan opskrives som følger:

$$\frac{EV}{EBIT} = -0{,}0002 \cdot EBIT - 0{,}8908 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 10{,}3132 \cdot Growth + 6{,}0478 \cdot Beta + 33{,}8409 \cdot Leverage$$

I store træk konformerer ovenstående model med forventningerne. Koefficienten for EBIT er relativ lille, grundet, at EBIT er en absolut størrelse, der kan være væsentligt større end multipler typisk er. Koefficientens fortegn er negativt, hvilket stemmer med den partielle differentiation af EV/EBIT multiplen mht. parameteren EBIT.

EV/EBIT multiplen minder i sin konstruktion i høj grad om EV/SALES multiplen. Det er derfor ikke overraskende, at EV/EBIT multiplen afhænger af Beta og Leverage på overordnet samme vis som det var tilfældet for EV/SALES multiplen. EV/EBIT er en positiv funktion af både Beta og Leverage. Forklaringen på dette er, at øget systematisk risiko bør føre til en højere markedsværdi i gennemsnit, da markedet vokser nominelt over tid, ikke mindst grundet inflation. Samtidig så indikerer koefficienten for Leverage, at effekten af højere gæld er en højere markedsværdi af selskabet. Dette skyldes som beskrevet for EV/SALES multiplen, at skatteskjoldet resulterer i lavere vægtede kapitalomkostninger, kendt som Weighted Average Cost of Capital (WACC), der alt andet lige øger markedsværdien. Som det vil blive belyst i diskussionen er der formentlig her en udfordring i form af, at gældssætningsgraden næppe kan øges i al uendelighed med positive resultater til følge grundet konkursomkostninger.

EV/EBIT multiplen viser sig at være en positiv funktion af vækst, som det forventes, da en voksende pengestrøm, i form af nettoudbetalinger til ejerne, er mere værd end en stagnerede pengestrøm med samme basisværdi. Koefficienten for NetDebt/EBIT er negativ, hvilket er et udtryk for, at en stigende gæld fortrinsvis skal hænge sammen med en tilsvarende stigning i driftsoverskuddet udtrykt ved EBIT.

EV/EBIT regressionsmodellen har en forklaringsgrad på 64,39 %, hvilket er ca. 10 procentpoint højere end for EV/SALES multiplen. Forskellen i forklaringsgrad kan skyldes, at EV/EBIT multiplen er mere har dybere rødder i regnskabet, eller at EV/SALES multiplen i højere grad mangler en eller flere forklarende parametre. EV/EBIT modellens forklaringsgrad vurderes at være relativt god, både relativt til de øvrige modeller, men også tidligere værker af eksempelvis Bhojraj & Lee (2002), der opnår forklaringsgrader på P/E og P/B multiplen på hhv. 62,99 % og 43,20 % med alle parametre inkluderet. Blandt disse parametre, er der også korrigeret for industri, hvilket ikke indgår i denne afhandlings regressionsmodeller. Imidlertid vil der blive testet for effekten af sektorer på modellernes præcision under robusthedstest kapitlet.

5.5 Værdiestimerings modellerne

De fire modeller er i ovenstående tilvirket. Nedenfor summeres modellerne, før deres præcision testes.

Price to Earnings multiplen:

$$\frac{P}{E} = -51{,}6040 \cdot ROE + 9{,}0038 \cdot ROIC + 66{,}8489 \cdot ROA + 31{,}7463 \cdot Growth - 1{,}6890 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 106{,}5155 \cdot Leverage$$

Price to Book Value multiplen

$$\frac{P}{B} = 14{,}5008 \cdot ROE + 0{,}9059 \cdot ROIC - 8{,}97 \cdot 10^{-5} \cdot Earnings - 0{,}9321 \cdot FGEAR + 0{,}7097 * Growth - 0{,}0285 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 4{,}0170 \cdot Leverage$$

Enterprise Value to Sales multiplen

$$\frac{EV}{Sales} = 1{,}1336 \cdot FGEAR - 9{,}72 \cdot 10^{-6} \cdot Sales + 1{,}0659 \cdot ROIC + 0{,}9954 \cdot Beta + 3{,}8111 \cdot Leverage$$

Enterprise Value to EBIT multiplen

$$\frac{EV}{EBIT} = -0{,}0002 \cdot EBIT - 0{,}8908 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 10{,}3132 \cdot Growth + 6{,}0478 \cdot Beta + 33{,}8409 \cdot Leverage$$

Kapitel 6

6.0 Test af prædiktionsfejl:

I dette afsnit testes modellerne for de fire udvalgte multipler, for at vurdere pålideligheden og præcisionen af disse.

6.1 Absolute Percentage Error

Som argumenteret for i teoriafsnittet, så anvendes *Absolute Percentage Error*, forkortet 'APE', til at teste de ovenstående modellers prædiktionsevne. Dette gøres ved at teste den absolutte procentuelle forskel mellem den prædiktede værdi for multiplen, og den egentlige multipels værdi for regnskabsåret 2014. Dernæst beregnes det aritmetriske gennemsnit af disse APE værdier. Dette gøres ved at tage summen af APE værdier og dividere med antallet af observationer, n, for at få *Mean Average Percentage Error*, forkortet MAPE.

Nedenfor er MAPE beregnet for regnskabsåret 2014 for alle fire multipler.

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Totals	533	482	882	416
MAPE	**63%**	**57%**	**104%**	**49%**
N	846			

Begge prismultipler ligger på ca. samme niveau med en MAPE på henholdsvis 63 % og 57 %, mens EV/EBIT er mere præcis med en MAPE på 49 %. EV/SALES er relativt upræcis med en MAPE på 104 % og vurderes derfor ikke at kunne være anvendelig i en værdiansættelsessammenhæng i sin nuværende form.

6.2 Sammenhold med SARD & Regression

For at vurdere niveauet af prædiktionsfejlene i ovenstående model, så skal der dannes en referenceramme. Der findes ikke en teoretisk grænseværdi for en god gennemsnitlig afvigelse i procent, udtrykt ved MAPE. Derfor er det naturligt, at sammenligne prædiktionsevnen MAPE værdierne med de rapporterede værdier i tidligere studier. Plenborg et al (2017) anvender samme præcisionsmål til at beskrive prædiktionsevnen af den opstillede model kendt som SARD. Bhojraj & Lee (2002), samt Kold & Knudsen (2015) beskriver deres fremgangsmåde, som er replikeret under 'Regressions metoden' afsnittet, hvorefter MAPE er beregnet for denne metode. MAPE værdierne for hhv. SARD og regressions metoderne kan derfor umiddelbart sammenlignes med de i afhandlingen foreslåede modeller i et forsøg på at opnå indsigt i modellernes relative prædiktionsevner.

6.2.1 SARD metoden til identifikation af peers

Plenborg et al (2017) rapporterer en række APE værdier for de modeller de opstiller. Testen af modellernes APE værdier spænder over både medianen og interkvartil intervallet foruden gennemsnittet.

Plenborg et al (2017) tester deres model på de samme fire multipler, som der estimeres regressionsmodeller for i denne afhandling. Således finder Plenborg et al (2017), at SARD baseret på nøgletallene ROE, NetDebt/EBIT, Size, Growth og EBITmarginen resulterer i MAPE værdier på 30,7 %, 36,0 %, 31,3 % og 32,5 % for hhv. EV/EBIT, EV/SALES, P/B og P/E-multiplerne. For alle fire multipler gælder det, at Plenborg et al (2017) rapporterer lavere MAPE værdier, hvilket må tolkes som, at SARD-modellens prædiktionsevne er bedre end de i denne afhandling estimerede regressionsmodeller. Plenborg et al (2017) tester også APE værdier for en udvælgelsesmetode baseret alene på industritilhørsforhold. Denne udvælgelsesmetode resulterer i MAPE værdier på 34,1 %, 57,6 %, 44,4 % og 38,2 % for hhv. EV/EBIT, EV/SALES, P/B og P/E-multiplerne. Igen tyder dette på, at industritilhørsforhold er en bedre prædiktor for multiplernes værdi end de i denne afhandling opstillede regressionsmodeller. De opremsede MAPE værdier fremgår af nedenstående tabel af hensyn til overskuelighed:

MAPE	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
SARD	**33%**	**31%**	**36%**	**31%**
Industry	**38%**	**44%**	**58%**	**34%**

De estimerede regressionsmodeller vurderes derfor ikke til at være et fordelagtigt alternativ til SARD-metoden. Det vil senere blive diskuteret, hvad årsagerne kan være til den lavere prædiktionsevne, samt hvorledes disse udfordringer kan inkorporeres til en mere præcis estimering af de fire multipler.

Kilderne til den ringere prædiktionsevne vurderes at være én eller flere af følgende punkter:

1. De estimerede regressionsmodeller er fejlbehæftede
2. De estimerede regressionsmodeller er ufuldstændige
3. Den overordnede idé bag regression med OLS er mindre velegnet til estimeringen af multipler

Disse kilder til modellernes lave prædiktionsevne vil blive belyst senere. I det følgende vil det blive undersøgt, hvad effekten på MAPE er, hvis metodikken fra SARD og regression anvendes til at opstille og teste prædiktionsevnen af peer groups.

6.2.2 Regressions metoden til identifikation af peers

Regressionsmetoden til identifikation af peers er udført med inspiration fra Bhojraj & Lee (2002) samt Kold & Knudsen (2015). Til udførsel af denne metode vælges det at opstille peer groups af 10 selskaber (Cooper & Cordeiro, 2008). Disse peers identificeres på baggrund af denne afhandlings specificerede regressionsmodeller. De estimerede regressionsmodeller anvendes til at estimere multipelværdier for hvert af selskaberne i datamaterialet på basis af regnskabsåret 2014. Selskaberne rangeres efter de estimerede multipelværdier. Et selskabs peer group udgøres af de selskaber, hvis rangering ligger nærmest målselskabets egen rangering indenfor den enkelte multipel. Da det er blevet valgt at bereg-

ne multipelværdierne på baggrund af en peer group bestående af 10 selskaber (Cooper & Cordeiro, 2008), udvælges de fem selskaber, hvis rangering ligger lige over målselskabet samt de fem selskaber, der ligger under. Eksempelvis vil selskabet, der er rangeret som nr. 100 have en peer group bestående af selskaberne, der er rangeret fra 95-99 samt 101-105.

Som det er blevet beskrevet i teoriafsnittet, er der evidens for, at det harmoniske gennemsnit af en peer groups multipler resulterer i det mest retvisende billede af målselskabets reelle multipel (Baker & Ruback, 1999). Grundet udvælgelsesmetoden kan der ikke opstilles en peer group for de selskaber med de mest ekstreme multipelværdier, da der ikke forefindes fem selskaber med enten højere eller lavere rangering. Af den grund udgår 10 observationer, selvom de selvsamme selskaber indgår i endnu andre selskabers peer groups.

	P/E	P/B	EV/Sales	EV/EBIT
Total	329	323	612	304
MAPE	**39%**	**39%**	**73%**	**36%**
n	836			

Resultatet sammenholdes med denne afhandlings modellernes MAPE

	P/E	P/B	EV/Sales	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**-23,72%**	**-18,27%**	**-30,98%**	**-12,88%**
n	836			

Metoden resulterer i en mærkbar forbedring af de observerede MAPE værdier. Det fremgår, at MAPE værdien formindskes for samtlige af modellerne med mellem 12,88 og 30,98 procentpoint. Forbedringen resulterer i MAPE værdier, der er mere sammenlignelige med dem, der rapporteres af Plenborg et al (2017). SARD metoden viser sig stadig at have en bedre prædiktionsevne, om end de regressionsbestemte peer groups er på niveau med de MAPE værdier, der følger af at anvende industritilhørsforhold som udvælgelsesmetode. Forbedringen er ret markant, når der tages højde for de relativt beskedne ændringer. Det henleder umiddelbart opmærksomheden på det forhold, at multipelværdierne estimeres som et harmonisk gennemsnit af de reelle multipelværdier i peer groupen. De estimerede regressionsmodeller lider under den manglende anvendelse af de reelle værdier, hvilket giver peer group metoden en klar fordel.

I realiteten er ovenstående resultater evidens til fordel for anvendelsen af peer groups eller andre alternativer, der inkorporerer virkelige multipelværdier i prædiktionsprocessen, da identifikation af peers med regression og SARD resulterer i mere præcise estimater.

Kapitel 7

7.0 Robusthedstjek

Det skal testes om modellerne, som bestemt i opgaven, er robuste. Som tidligere nævnt er det blevet bestemt at undersøge modellernes robusthed overfor faktorerne tid, selskabsstørrelse industri og metode til måling af fejl.

7.1 Selskabsstørrelse

For at teste, hvor robuste modellerne er udføres de nu igen, denne gang blot med tilføjelsen af *size*, udtrykt ved markedskapitalisering som forklarende parameter. Resultatet bliver, at de fire multipler nu er udtrykt i deres respektive modeller ved:

Price to Earnings multiplen:

$$\frac{P}{E} = -51{,}6874 \cdot ROE + 8{,}9084 \cdot ROIC + 65{,}5876 \cdot ROA + 31{,}7768 \cdot Growth - 1{,}6892 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 106{,}1988 \cdot Leverage + 1{,}51 \cdot 10^{-5} \cdot Size$$

Price to Book Value multiplen:

$$\frac{P}{B} = 14{,}6653 \cdot ROE + 0{,}6819 \cdot ROIC - 8{,}78 \cdot 10^{-4} \cdot Earnings - 0{,}7781 \cdot FGEAR + 0{,}6645 \cdot Growth - 0{,}0306 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 3{,}3533 \cdot Leverage + 5{,}96 \cdot 10^{-5} \cdot Size$$

Enterprise Value to Sales multiplen:

$$\frac{EV}{Sales} = 1{,}1785 \cdot FGEAR - 4{,}73 \cdot 10^{-5} \cdot Sales + 0{,}8355 \cdot ROIC + 1{,}0162 \cdot Beta + 3{,}4301 \cdot Leverage + 3{,}28 \cdot 10^{-5} \cdot Size$$

Enterprise Value to EBIT Multiplen:

$$\frac{EV}{EBIT} = -1{,}04 \cdot 10^{-3} \cdot EBIT - 0{,}8760 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + 10{,}2325 \cdot Growth + 5{,}9753 \cdot Beta + 32{,}7744 \cdot Leverage + 1{,}16 \cdot 10^{-4} \cdot Size$$

Markedskapacitet viser sig at være statistisk signifikant for de fire multiple regressionsmodeller pånær P/E multiplen, hvor parameteren er langt fra at være signifikant. Markedskapitalisering inkluderes alligevel for at spore effekten heraf på prædiktionsevnen. På betryggende vis kan det observeres, at de øvrige signifikante forklarende parametre er de samme, som det var tilfældet for de estimerede regressionsmodeller med robuste standard fejl. Det tilfører derfor relativt lidt værdi til analysen at gennemgå koefficienterne og deres fortegn for de øvrige parametre, da det overordnede billede er det samme som tidligere analyseret. Blikket rettes derfor mod effekten af markedskapitalisering. For

alle modellerne, undtagen P/E multiplen gælder det, at multiplerne er voksende funktioner af selskabsstørrelse. Større selskaber har derfor i gennemsnit højere multipler end mindre selskaber. Dette kan hænge sammen med likviditetspræmien, da selskaber med højere markedskapitalisering typisk har større omsætning af deres aktier samt størrelsespræmien (Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen, 2015).

Det undersøges dernæst, hvordan inklusionen af markedskapitalisering indvirker på modellernes prædiktionsevne, udtrykt ved MAPE:

	P/E	**P/B**	**EV/SALES**	**EV/EBIT**
Totals	534	292	821	408
MAPE	**63%**	**34%**	**97%**	**48%**
N	846			

	P/E	**P/B**	**EV/SALES**	**EV/EBIT**
Forskel i MAPE	**0%**	**-22%**	**-7%**	**-1%**

Af ovenstående tabel fremgår det, at inklusionen af markedskapitalisering har ringe effekt på prædiktionsevnen af P/E multiplen. Dette skyldes parameterens statistiske insignifikans. For de øvrige modeller viser det sig at have en moderat effekt at inkludere markedskapitalisering som forklarende parameter. Imidlertid er korrelationens natur svær at tyde. Markedskapitaliseringens inklusion fører til en relativ beskeden forøgelse af P/B regressionsmodellens forklaringsgrad på ca. 1 procentpoint (se bilag 2 samt den estimerede P/B model), men den reducerer MAPE med 22,48 procentpoint. Effekten på EV/SALES er værd at bemærke, men modellen har stadig en mangelfuld prædiktionsevne. Effekten af markedskapitalisering på EV/EBIT multiplen er ikke videre bemærkelsesværdig.

Af ovenstående beskrivelse følger det, at der ikke forefindes en uniform effekt af markedskapitalisering som forklarende parameter, om end den påvirker prædiktionsevnen positivt. P/B regressionsmodellens prædiktionsevne med inklusionen af markedskapitalisering er nu sammenlignelig med SARD modellens.

7.2 Industri

Regressionsmodellerne testes dernæst for deres robusthed overfor industri. Som det blev belyst i afsnittet om betydningen af industritilhørsforhold, samt litteraturstudiet, så har industri en statistisk signifikant forklarende effekt på størrelsen af multipler. I gennemgangen af MAPE fremgik det, at Plenborg et al (2017) finder, at industri som enkeltstående forklarende parameter er statistisk signifikant og har en vis prædiktionsevne. Betydningen af industri testes i denne afhandling ved at dele datamaterialet op i overordnede sektorer og foretage regressionsprocessen på disse inddelinger. På den led er det muligt at iagttage regressionsmodellernes prædiktionsevne sektor for sektor. Sektorinddelingen er blevet udført med udgangspunkt i selskabernes GICS koder, der specificerer selskabets overordnede

sektortilhørsforhold. Sektorerne tæller Utilities, Informations Technology, Financials, Health Care, Consumer Staples, Consumer Discretionary, Industrials, Materials og Energy. Prædiktionsevnen vurderes ud fra de respektive regressionsmodellers MAPE. Resultaterne for de fire regressionsmodeller følger af nedenstående tabeller:

P/E	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
Totals	7	127	155	39	7	98	43	21	35	533
MAPE	**9%**	**224%**	**167%**	**27%**	**28%**	**127%**	**25%**	**13%**	**81%**	**63%**
N	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

P/B	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
Totals	5	62	715	22	7	58	25	14	26	934
MAPE	**7%**	**108%**	**769%**	**16%**	**29%**	**75%**	**14%**	**9%**	**61%**	**110%**
N	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

EV/SALES	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
Totals	7	173	122	104	14	90	42	32	85	669
MAPE	**10%**	**303%**	**131%**	**72%**	**53%**	**117%**	**24%**	**20%**	**198%**	**79%**
N	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

EV/EBIT	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
Totals	4	82	76	33	11	48	25	25	27	934
MAPE	**6%**	**144%**	**82%**	**23%**	**41%**	**62%**	**15%**	**15%**	**63%**	**110%**
N	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

Der en klar tendens til, at modellen er særlig effektiv til at beskrive multiplerne i konservative og veletablerede brancher som Utilities, Industrials og Materials. For disse sektorer, opnås der konsistent lave MAPE værdier. For Health Care og Consumer Staples opnås der relativt lave MAPE værdier for prismultiplerne og lidt højere MAPE værdier for enterprise value multiplerne. De lave MAPE værdier skyldes, at disse selskaber har en mangeårig tradition for udbytte, og en stærk kausalitet mellem indtjening og prissætning af aktierne, da vækstraterne er lave grundet branchens modning. Sektorerne har også det tilfælles, at deres aktivmasse primært består af materielle aktiver, snarere end internt oparbejdede immaterielle aktiver, der kan være svære at værdiansætte.

Disse sammenhænge kan formodes, at mangle i visse sektorer, såsom Informations Technology. Desuden vurderes modellen ikke god til at prissætte selskaber indenfor brancherne Financials, Consumer Discretionary og Energy. Den store variation i MAPE på tværs af sektorer peger på, at der kan være et problem med manglende forklarende parametre. Tabellerne demonstrerer at regressionsidéen har sine meritter i, at en eller flere brancher opnår en lav MAPE for alle regressionsmodellerne. For de brancher hvor dette ikke er tilfældet, vil en naturlig forklaring derfor være, at stærkt signifikante forklarende parametre endnu ikke er blevet identificeret. At det netop er de konservative sektorer, der resulterer i regressionsmodeller med høj prædiktionsevne tegner et billede af at manglende forklarende parametre kan være relateret til risiko trods inklusionen af Beta som forklarende parameter. Såfremt det skulle vise sig, at idiosynkratisk risiko har forklarende effekt, da vil det være en udfordring

for antagelsen om markedsefficiens og CAPM-modellen. At der er stor variation i modellernes prædiktionsevne på tværs af sektor kan også pege på, at industritilhørsforhold har en determinerende effekt på multipler som der er evidens for i tidligere studier (Bhojraj & Lee, 2002 og Plenborg et al, 2017)

Det anføres også, at sektor som forklarende parameter formentlig vil tilføre regressionsmodellen værdi, som det var ventet jf. diskussionen af dette under industritilhørsforholds afsnittet. Den kvantitative tolkning af GICS koderne har ingen betydning i en regressionsmodel, da det ikke giver logisk mening at beskrive sektoren med talkoden 3 som værende større end sektoren med talkoden 2.

7.3 Alternativ metode til opgørelse af fejl

Der testes for om modellen er robust på tværs af metode til måling af fejl. Dittmann & Maug (2008) argumenterer for anvendelsen af logaritmiske fejl, da absolutte procent fejl ikke straffer ekstreme afvigelser. Den naturlige logaritme er ikke defineret for negative værdier af x, hvorfor negative multipler kategorisk frasorteres i beregningen. En logaritmisk funktion er den inverse af en eksponentiel funktion, hvorfor den marginale funktionstilvækst er aftagende. Ved anvendelse af den naturlige logaritme af afvigelserne opnås følgende gennemsnitlige logaritmiske afvigelser:

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Totals	518	372	557	381
MAPE	**62%**	**47%**	**66%**	**45%**
N	838	784	843	844

For at vurdere effekten af denne alternative metode til måling af modellernes fejl, undersøges differensen i de resulterende MAPE værdier mellem APE metoden og den naturlige logaritme.

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**1%**	**10%**	**38%**	**3%**

Forskellen i MAPE er stort set uændret for P/E og EV/EBIT, hvilket er hvad der er forventeligt. For P/B er den en smule højere, hvilket er acceptabelt. For EV/SALES er forskellen i MAPE på 38 procentpoint. Kun få observationer udgår af beregningen for EV/SALES multiplen, hvorfor kilden til den markante differense er brugen af den naturlige logaritme. Som nævnt argumenterer Dittmann & Maug (2008) for, at en logaritmisk opgørelse af afvigelserne giver et mere retvisende billede af de gennemsnitlige fejl, da effekten af store afvigelser reduceres. Forklaringen på differencen i EV/SALES multiplen kan derfor skyldes, at der forefindes store afvigelser. For at belyse dette yderligere er variansen og standardafvigelserne af observationssættets absolutte procentuelle afvigelser blevet beregnet, hvilket giver følgende resultat:

	P/E	P/B	EV/Sales	EV/EBIT
Varians	0,5175	0,6750	5,5497	0,2402
Standard afvigelse	0,7194	0,8216	2,3558	0,4901

Som det kan læses af ovenstående, er der langt større varians i APE værdierne beregnet for EV/SALES multiplen. Dette er formentlig forklaringen på gevinsten ved anvendelsen af den logaritmiske opgørelse af afvigelserne.

Problemet med udgående observationer, når der anvendes logaritmiske fejl, kan alternativt løses ved anvendelsen af komplekse logaritmer. Da logaritmen af et negativt tal er et komplekst tal. Matematikken bag komplekse logaritmer bygger på Eulers identitet (se bilag 3):

$$e^{i \cdot \pi} + 1 = 0$$

Hvor *i* er kvadratroden af minus 1. Dette resulterer i fejlmål med både reelle og imaginære komponenter, hvoraf kun den reelle komponent giver mening i en økonomisk sammenhæng. Anvendelsen af komplekse logaritmer ville formentlig resultere i en smule højere MAPE værdier end ved anvendelsen af reelle logaritmiske fejl, da de udgåede observationer med negative multipler må antages at være mere ekstreme end de typiske observationer, hvorfor de har en negativ effekt på MAPE. At det forholder sig sådan fremgår af følgende tabel:

	P/E	**P/B**	**EV/SALES**	**EV/EBIT**
Totals	538	453	560	386
MAPE	**64%**	**53%**	**66%**	**46%**
n	846			

Det ses, at MAPE værdierne er en smule højere, mest markant for P/B værdien, der led under flest udeladte værdier ved anvendelsen af reelle logaritmiske fejl.

Det konkluderes, at modellerne overordnet set er robuste overfor valg af metode til opgørelse af fejl og dermed prædiktionsevne. De gennemsnitlige logaritmiske fejl tegner et lidt pænere billede af modellernes prædiktionsevne, men resultatet er essentielt det samme, hvorfor modellen må siges at være robust på dette punkt.

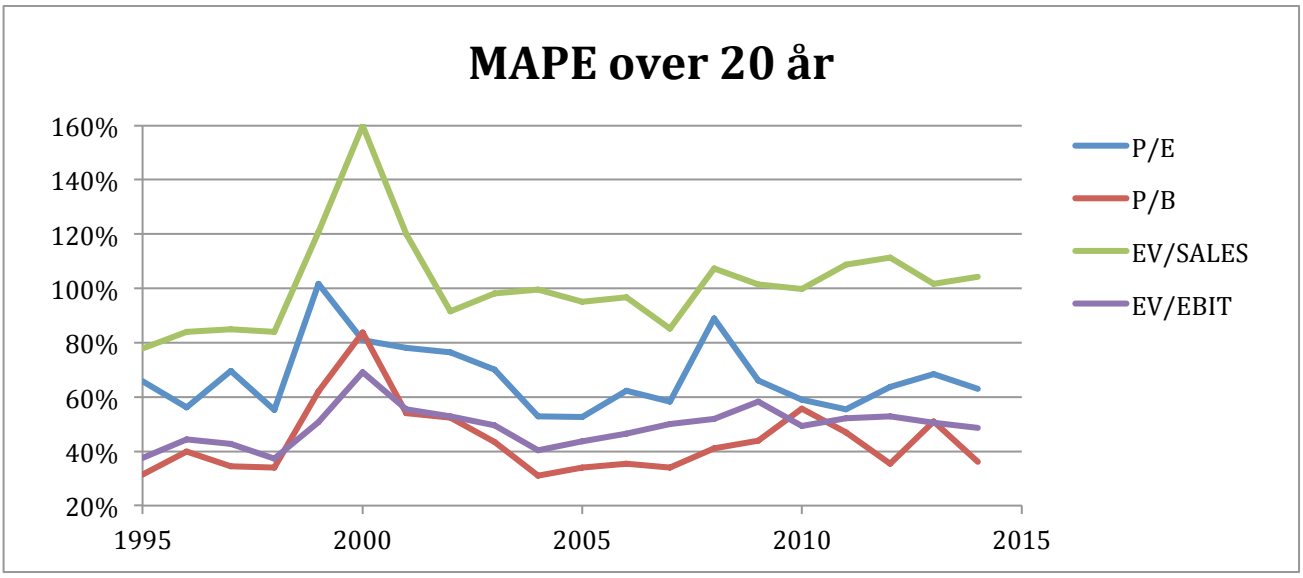
7.4 Tid

For at teste de specificerede multiple regressionsmodellers robusthed overfor tid udtrykt ved regnskabsår, er der blevet estimeret multiple lineære regressionsmodeller over 20 år, for de samme parametre som bestemt for 2014. Regressionsmodellerne beregnes for hvert af årene for at sammenligne de specificerede modellers prædiktionsevne som over tid. Se bilag 1 der viser koefficienterne for regnskabsårene 1995-2014.

Det bemærkes, at fortegnene er inkonsistente for P/E modellernes ROA og NetDebt/EBIT, omend koefficienten for ROA kun har negativt fortegn i tre af årene. For EV/SALES skifter FGEAR og SALES fortegn, for EV/EBIT: EBIT og NetDebt/EBIT og for P/B er kun NetDebt/EBIT inkonsistent.

For de fleste af de forklarende parametre findes der at være rimelig konsistens i koefficienternes absolutte størrelse. De udsving der er, kan være et resultat af makrotendenser på de finansielle markeder, hvorfor det i sig selv ikke kan anses for at være problematisk med de relativt få større udsving. Det vurderes at være mere relevant at teste, hvordan modellernes prædiktionsevne afhænger af tid. For at belyse dette opstilles udviklingen i MAPE for hver af de fire specificerede multiple regressionsmodeller grafisk:

Graf over udviklingen i MAPE fra 1995 til 2014



Som det fremgår af grafen, så sker der en stigning i MAPE værdierne for samtlige modeller omkring årtusindeskiftet. Dette sammenfalder med Dot Com boblen (Business Insider, 2010) og tendensen er den samme omkring finanskrisen, omend mindre markant. Da Dot Com boblen bristede skete der et drastisk fald i MAPE værdierne, mens der kan aflæses et fald i EV/SALES og EV/EBIT multiplerne omkring finanskrisens indtræden. Dette indikerer, at aktiekurserne har afveget fra deres indre værdi, da prædiktionsevnen af rationelle determinanter som nøgletal har været forringet optil bristepunktet. Overdreven optimisme om, at der altid vil være en villig køber, kendt som *the greater fool*, har medført denne afvigelse fra aktiernes indre værdi og forøgelsen af de specificerede modellers MAPE.

Det er interessant at spore de specificerede regressionsmodellers prædiktionsevne over tid. Der tegner sig et tydeligt billede af, at EV/SALES multiplen har en konsistent utilstrækkelig prædiktionsevne. For P/E multiplen befinder MAPE værdierne sig i det meste af perioden omkring 60 %, hvilket er noget lavere end EV/SALES, men stadig ikke videre imponerende.

MAPE graferne giver næring til større optimisme, når det kommer til P/B og EV/EBIT regressionsmodellerne. Begge modellers MAPE værdier bevæger sig mellem 30 % og 50 % uden for bobledannelserne. Det overordnede billede er, at MAPE værdierne er robuste over tid, når der korrigeres for ma-

krotendenser. EV/SALES og P/E regressionsmodellernes MAPE er konsistent utilstrækkelige, mens MAPE værdierne for P/B og EV/EBIT multiplerne er konsistent acceptable. Begge dele er udtryk for, at de estimerede multiple regressionsmodellers prædiktionsevne er robust over tid, da det overordnede billede ikke ændrer sig.

Kapitel 8

8.0 Tilvirkning af supermodeller

Som beskrevet i ovenstående afsnit, vurderes der at være op til tre hovedårsager til de i afhandlingen specificerede modellers lavere prædiktionsevne:

1. De estimerede regressionsmodeller er fejlbehæftede
2. De estimerede regressionsmodeller er ufuldstændige
3. Den overordnede idé bag regression med OLS er mindre velegnet til estimeringen af multipler

Nedenfor vil hvert af disse punkter blive diskuteret, med henblik på, om det er muligt at mitigere én eller flere af disse problemstillinger, således at der kan udarbejdes en *supermodel* til estimering af hver af de fire multipler.

8.1 Kvalitativ diskussion af undersøgelsesdesignets præcision i praksis

8.1.1 De estimerede regressionsmodeller er fejlbehæftede.

I metodeafsnittet er selve undersøgelsesdesignet blevet beskrevet. Regressionsmodellerne estimeres ved brug af OLS-metoden, der søger at minimere de kvadrerede afvigelser mellem modellens estimater og de observerede værdier. Metoden er blevet anvendt på pålidelig vis i denne afhandling. Derudover er de resulterende modellers robusthed overfor en række af faktorer blevet testet. Hvor der er blevet fundet resultater, der strider mod forventningerne, som værdien af koefficienten for ROE i P/E modellen, er der blevet udført opfølgende test for at sikre, at analysen er udført korrekt. Alle empiriske resultater er blevet dobbelttjekket og kan replikeres.

På baggrund af dette vurderes det, at modellens manglende prædiktionsevne ikke er et resultat af, at OLS-estimeringen er udført fejlagtigt. Det er derfor ikke vurderingen, at kvaliteten af det videnskabelige arbejde, der er lagt i denne afhandling er determinerende for de empiriske resultater af det specificerede undersøgelsesdesign.

8.1.2 De estimerede regressionsmodeller er ufuldstændige.

Igennem denne afhandlings analyse er forholdet mellem P/E, P/B, EV/SALES og EV/EBIT-multiplerne og deres teoretisk udledte determinerende parametre, og surrogater herfor, blevet analyseret. De empiriske resultater viser, at de determinerende parametre, der indgår i regressionsmodellerne, er statistisk signifikante, hvorfor de har en forklarende effekt på de observerede multipler. Baseret på regressionsoutputtenes F-test eksisterer der en lineær sammenhæng i mellem multiplen og mindst én af parametrene. Samtidig dokumenteres varierende forklaringsgrader, der særligt for P/B multiplen peger på, at der er en approksimativt n-dimensional lineær relation. Ved den empiriske test af modellernes prædiktionsevne, udtrykt ved

MAPE, findes det imidlertid, at præcisionen er mangelfuld sammenlignet med alternative metoder til estimering af multipler. Imidlertid noteres det, at der lader til at være korrelation mellem modellernes forklaringsgrad og prædiktionsevne, baseret på MAPE beregningerne. Således kan det aflæses, at den estimerede regressionsmodel for P/B har den højeste forklaringsgrad og den bedste prædiktionsevne.

Med udgangspunkt i ovenstående fund kan en af årsagerne til modellernes generelle manglende prædiktionsevne være, at modellerne er ufuldstændige. De inkluderede forklarende parametre er alle statistisk signifikante lineære determinanter. Det følger derfor, at modellens prædiktionsevne kan forbedres ved at identificere flere sådanne determinanter. Det er blevet diskuteret i tidligere studier af Bhojraj & Lee (2002), Plenborg et al (2017), at industritilhørsforhold er en signifikant determinant for multipler. Som nævnt giver det ikke intuitiv mening at sætte lighedstegn mellem industrikoder og marginale ændringer i industri som forklarende parameter. Derfor kan industrikoder ikke direkte anvendes med en lineær koefficient til følge. Metoden til at indfange effekten af sektor på modellernes prædiktionsevne, er at opdele data i sektorer, estimere modeller for hver sektor og dernæst teste de respektive modellers prædiktionsevne.

Det er muligt, at andre stærkt signifikante parametre kan identificeres, både kvantitative og kvalitative parametre, der påvirker modellens prædiktionsevne positivt såfremt de kan inkorporeres i modellen på pålidelig vis. Eksempelvis finder Plenborg et al (2017), at EBITmarginen som forklarende parameter fører til en drastisk forbedring af EV/SALES multiplens forklaringsgrad og prædiktionsværdi. Det kan derfor ikke afvises, at de estimerede modeller lider under fraværet af en eller flere statistisk signifikante forklarende parametre, der ville forbedre deres prædiktionsevne. Dette løser imidlertid ikke problematikken om, at antagelsen om linearitet udfordres af de empiriske resultater.

8.1.3. Den overordnede idé bag multipel lineær regression med OLS er mindre velegnet til estimeringen af multipler.

Af de algebraiske udtryk for de forskellige multipler kan der udledes regnskabsmæssige og finansielle nøgletal der i teorien burde være determinerende for den absolutte værdi af et givent selskabs multipel. At der skulle gælde et sådant forhold bygger på antagelsen om, at de finansielle markeder er efficiente i den semistærke form (Fama, 1970), hvor prissætningen på aktier afspejler al offentlig information samt antagelsen om, at det vægtede gennemsnit af den risikovillige kapital, er i hænderne på rationelle investorer. Hvis disse antagelser overholdes, da følger det, at et givent selskabs aktiekurs er en funktion af determinerende parametre. Dette ræsonnement leder frem til, at regression bør kunne anvendes til at opnå en algebraisk beskrivelse af forholdet mellem et givent selskabs multipel og de determinerende parametre.

Udledningen af disse parametre bygger på en række antagelser om deres gensidige relation til hverandre. Blandt disse antagelser forudsætter udledningen af prismultiplerne, at vækstraten er konstant, hvilket vil

være et særtilfælde. Derudover er modellen kun meningsfuld for værdier af vækstraten i overskuddet pr. aktie, der er lavere end værdien af afkastkravet. Afkastkravet i sig selv er ikke en observerbar størrelse, men kan estimeres ud fra CAPM. Der kan med udgangspunkt i dette argumenteres for, at P/E og P/B multiplerne er beregnet til anvendelse på selskaber, der befinder sig i et *steady state*, således, at der ikke forventes overnormale vækstrater eller større variation i disse.

Grundet disse forhold kan det ikke vises, at de udledte forklarende parametre er de rette, hvorfor signifikansen af de udvalgte parametre bør testes i praksis. En del af de udledte parametre kan ikke observeres i praksis, men må enten estimeres eller lade sig erstatte af surrogatparametre, der vurderes at være stærkt positivt korreleret med dem. Teoretisk set fortabes noget af den determinerende effekt, såfremt der anvendes en surrogatparameter, der ikke er perfekt korreleret med den parameter, den er surrogat for.

I denne afhandling er der blevet anvendt multipel lineær regressions ved brug af OLS-metoden til at estimere den algebraiske relation mellem multiplerne og de udvalgte forklarende parametre. Det antages derfor, at dette forhold er lineært eller approksimativt lineært i n-dimensioner. Det er blevet belyst, hvordan denne antagelse kan være urimelig. Metoden resulterer i den model, der bedst beskriver variationen i de observerede multipler, derfor forventes det, at de estimerede koefficienter er summariske for hele observationssættet og derfor antager de værdier, der mindsker den totale varians. Intuitivt er det dog urealistisk, at multiplernes hældning i de forskellige forklarende parametre er konstant.

En lineær funktions tangent vil altid have den samme hældning, uanset hvilket punkt på kurven der undersøges. Det betyder, at en marginal stigning i en given parameter har den samme effekt på den estimerede værdi af en given multipel uanset, hvilken værdi parameteren antog som udgangspunkt. Eksempelvis ville effekten af en marginal stigning i den finansielle gearing være den samme uanset om der var tale om et selskab, der var 100 % egenkapitals finansieret eller et selskab, hvis kapitalstruktur består af 80 % gæld. For det første selskab vil den øgede gæld medføre en stigning i markedsværdien af selskabet grundet effekten af skatteskjoldet, mens effekten for det andet selskab meget vel kan være negativ grundet risikoen for konkurs. Den rente der betales for nyoptaget gæld er i sig selv en funktion af et selskabs kapitalstruktur i praksis. Derfor vurderes det at være usandsynligt, at forholdet mellem en given multipel og dens determinerende parametre er lineært. For at løse problemet vil det være nødvendigt at estimere en højere ordens funktion for forholdet mellem en given multipel og de determinerende parametre. En parabel ville eksempelvis være bedre til at forklare effekten af en stigning i den finansielle gearing, da det ville muliggøre både, stigninger og fald i den estimerede multipel alt efter niveauet for det givne selskabs oprindelige finansielle gearing.

At der er problemer med linearitetsantagelsen fremgik af testen af forudsætningerne for et pålideligt

multipelt lineært regressionsoutput. AVPLOTs blev anvendt til at undersøge forholdet mellem multiplerne og deres individuelle forklarende parametre. AVPLOTs indikerede, at forholdet kun var approksimativ lineær for nogle af de forklarende parametre. Slutteligt bemærkes det, at det tidligere er blevet belyst, at forholdet mellem multiplerne og enkelte parametre ikke er lineært jf. den partielle differentiation af de algebraiske udtryk. Eksempelvis er EV/EBIT en eksponentiel funktion af EBIT, snarere end en lineær funktion.

Det er muligt, at et mere pålideligt algebraisk udtryk for forholdet mellem multiplerne og deres determinerende parametre kan estimeres ved anvendelse af polynomisk regression med OLS-metoden. Polynomisk regression er, trods navnet, stadig lineær regression. Imidlertid gør polynomisk regression det i teorien muligt at inkorporere højere ordens transformationer af de forklarende parametre. Sådanne transformationer gør det muligt at beskrive et non-lineært forhold mellem y- og x-værdierne. Selve regressionen resulterer i en estimeret lineær model af den afhængige variabel og de transformerede parametre samt de oprindelige parametre.

Eksempelvis vil en andengrads polynomisk regressionsmodel med to parametre, uden konstantled, resultere i et algebraisk udtryk af typen:

$$y = \omega_1 x_1 + \omega_2 {x_1}^2 + \omega_3 x_2 + \omega_4 {x_2}^2$$

Som det fremgår af modellen vil de estimerede koefficienter, ω_i, stadig være konstante, hvorfor polynomisk regression er en variant af lineær regression. Det statistiske program, STATA, der anvendes til estimeringen af den polynomiske regressionsmodel tager ikke højde for, at nogle af de forklarende parametre er transformationer af de oprindelige parametre, hvorfor der beregnes en koefficient for både den oprindelige parameter og transformationen. I praksis betyder det, at de behandles som forskellige parametre. Det er dette forhold der bevirker, at polynomisk regression stadig er en variant af lineær regression, hvor koefficienter beregnes for parametrenes højere ordens transformationer. Polynomisk regression har den ulempe, at der ikke intuitivt kan tolkes på de estimerede koefficienter, hvorfor kun modellens overordnede præcision kan vurderes (Frost, 2011). Ved brug af partiel differentiation vil en marginal stigning i x_1 medføre følgende ændring i y:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = \omega_1 + 2 \cdot \omega_2 x_1$$

Resultatet er sværere at tyde end den absolutte værdi, lineær regressions resulterer i.

Det vurderes, derfor, at der er evidens til fordel for, at multipel lineær regression ikke nødvendigvis er den optimale metode til at beskrive forholdet mellem multipler og deres determinerende parametre, når disse ikke er en approksimativt lineær funktion heraf. Det vurderes endvidere, at det vil være relevant at teste om OLS-estimering som overordnet metode kan anvendes til at opnå endnu mere præcise estimater for

multipler ved anvendelsen af polynomisk regression. Det er udenfor denne afhandlings formål at teste præcisionen af multiple polynomiske regressionsmodeller.

8.2 Reestimering af modeller

På baggrund af ovenstående analyse, udarbejdes nye modeller, som kaldes supermodeller i afhandlingen, der tager alle opnåede indsigter i forrige analyse i betragtning. Dvs. at størrelse medtages som parameter, og data inddeles efter sektor. Desuden bemærkes det, at for Plenborg et al (2017), reduceres MAPE markant ved inklusion af EBITmargin, hvorfor denne parameter medtages for de to enterprise multipler og P/E. Der vurderes ikke at være belæg for at inkludere EBITmargin for P/B jf. den tidligere udledning. For det fulde regressionsoutput angivet med forklaringsgrader, se bilag 4.

Modellerne bliver da:

$$\frac{P}{E} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot Earnings + \omega_3 \cdot Beta + \omega_4 \cdot Growth + \omega_5 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_6 \cdot Leverage + \omega_7 \cdot EBIT\% + \omega_8 \cdot MarketCap$$

$$\frac{P}{B} = \omega_1 \cdot ROE + \omega_2 \cdot ROIC + \omega_3 \cdot Earnings + \omega_4 \cdot FGEAR + \omega_5 \cdot Growth + \omega_6 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_7 \cdot Leverage + \omega_8 \cdot MarketCap$$

$$\frac{EV}{Sales} = \omega_1 \cdot Sales + \omega_2 \cdot Growth + \omega_3 \cdot EBIT\% + \omega_4 \cdot Leverage$$

$$\frac{EV}{EBIT} = \omega_1 \cdot EBIT + \omega_2 \cdot \frac{NetDebt}{EBIT} + \omega_3 \cdot Growth + \omega_4 \cdot Beta + \omega_5 \cdot Leverage + \omega_6 \cdot FGEAR + \omega_7 \cdot EBIT\% + \omega_8 \cdot MarketCap$$

8.3 Supermodellens resultater

Resultaterne er er ikke til at tage fejl af, supermodellerne opnår markant højere R^2 værdier og meget lavere MAPE værdier, hvilket i højere grad gør modellerne anvendelige.

For P/B og de to enterprise multipler, fås meget høje R^2 værdier for alle sektorer, alle i intervallet 0,60-0,99. Med den ene undtagelse af Informations Technology for P/E multiplen med en R^2 værdi på ca. 0,35.

Nedenfor er MAPE angivet for hver af sektorerne for hver af de fire multipler:

P/E	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Gennemsnit
Totals	7	135	149	39	19	105	46	26	72	599
MAPE	**10%**	**238%**	**160%**	**27%**	**74%**	**136%**	**27%**	**16%**	**167%**	**71%**
n	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

P/B	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Gennemsnit
Totals	3	57	63	20	7	43	22	12	23	250
MAPE	**4%**	**100%**	**68%**	**14%**	**28%**	**56%**	**13%**	**7%**	**54%**	**30%**
n	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

EV/SALES	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Gennemsnit
Totals	5	84	103	40	7	41	93	18	31	422
MAPE	**6%**	**147%**	**110%**	**28%**	**28%**	**53%**	**54%**	**11%**	**72%**	**50%**
n	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

EV/EBIT	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Gennemsnit
Totals	3	73	75	24	7	43	21	14	24	250
MAPE	**4%**	**128%**	**81%**	**16%**	**26%**	**56%**	**12%**	**9%**	**56%**	**30%**
n	71	57	93	144	26	77	172	163	43	846

Det bemærkes, at MAPE er imponerende lav for de fleste sektorer. For Informations Technology og Financials er MAPE værdierne gennemsnitligt på mere end 100 %. Consumer Discretionary og Energy sektorerne har meget varierende MAPE værdier, med ringe prædiktionsevne målt på P/E multiplen.

Nedenfor er forskellen angivet i MAPE mellem afhandlingens oprindelige modeller og supermodellernes gennemsnit af sektorernes MAPE:

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**8%**	**-27%**	**-54%**	**-19%**

Det bemærkes, at for multiplerne P/B og de to enterprise multipler er MAPE signifikant reduceret, især EV/SALES, der får halveret den gennemsnitlige afvigelse i procent i sin estimering, hvilket især skyldes inklusionen af EBITmargin som parameter i modellen. P/E multiplen er som den eneste blevet ringere til at prædikte multiplernes værdi.

Nedenfor er forskellen i MAPE mellem SARD og supermodellernes gennemsnitlige MAPE for sektorerne:

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**38%**	**-2%**	**14%**	**-1%**

Supermodellen er således on par med SARD metoden målt på prædiktionsevnen af P/B og EV/EBIT multiplerne, men ringere på estimering af EV/SALES og markant ringere på estimering af P/E.
Det leder til videre analyse, for øget præcision af supermodellerne.

8.4 Supermodellens resultater, renset for Informations Technology og Financials

Årsagen til, at MAPE renses for Informations Technology & Financials, er fordi modellen er ikke god til at prædikte disse to sektorer. Disse selskaber afviger for meget til at blive determineret på ensartet vis af de samme faktorer, hvilket også klargøres af at flere af parametrene er insignifikante for de to sektorer, dvs. der formentlig er andre parametre der driver dem. Der kunne også med rette argumenteres for, at Consumer Discretionary og Energy sektoren burde droppes i MAPE beregningen for P/E multiplen, da en MAPE værdi på over 100% er en klar indikator for, at modellen ikke er anvendelig for den gældende sektor. Der renses kun for Informations Technology & Financials, da de konsekvent på tværs af multiplerne resulterer i en MAPE på over 100%.

Resultatet for supermodellernes MAPE, når der renses for Informations Technology og Financials, bliver 42% for P/E , 17% for P/B, 31% for EV/SALES og 18% for EV/EBIT.
Altså er resultaterne markant forbedrede, hvorfor ovenstående sammenligning med både afhandlingens modeller og SARD metoden udføres igen.

Nedenfor er forskellen i MAPE mellem afhandlingens oprindelige modellers og supermodellernes gennemsnitlige MAPE for sektorerne, renset for Informations Technology & Financials:

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**-21%**	**-40%**	**-73%**	**-31%**

Det kan klart konkluderes, at rensning af modellen for Informations Technology & Financials sektorerne forårsager, at supermodellerne er markant mere præcise i gennemsnit for sektorerne end de oprindelige modeller, målt på alle fire parametre.

Nedenfor er forskellen i MAPE mellem SARD og supermodellernes gennemsnitlige MAPE for sektorerne, renset for Informations Technology & Financials:

	P/E	P/B	EV/SALES	EV/EBIT
Forskel i MAPE	**9%**	**-14%**	**-5%**	**-13%**

Det ses, at supermodellerne er signifikant bedre til at forklare multiplerne P/B og EV/EBIT end SARD metoden. EV/SALES er en smule bedre, mens P/E stadig er ringere i supermodellerne. Såfremt der renses for Consumer Discretionary og Energy, implikerer dette en P/E værdi på 24%, hvilket sammenlignet med SARD giver en forskel i MAPE på -9%. Derfor er supermodellen for P/E bedre til at estimere P/E multiplen.

Kapitel 9

9.0 Diskussion

9.1 Indledende konklusioner og fortolkninger

I arbejdet med denne afhandling er der blevet argumenteret for brugen af OLS-metoden til estimering af en række multiple lineære regressionsmodeller. Metoden er blevet testet på et empirisk datamateriale i form af S&P1500 indekset, der vurderes velegnet til at teste selve undersøgelsesdesignet. De empiriske modeller har deres meritter i teorien. Regnskabsmæssige og finansielle nøgletal er blevet udledt af de algebraiske udtryk for de fire multipler, P/E, P/B, EV/SALES og EV/EBIT. Disse nøgletal kan med visse antagelser forventes at være determinerende for et givent selskabs multipler. Udførelsen af de multiple regressionsmodeller tegner også et billede af, at nøgletal har en signifikant forklarende effekt på de observerede multipler. De estimerede modeller har varierende forklaringsgrader. De udvalgte forklarende parametre forklarer en lidt utilstrækkelig andel af den samlede varians i de observerede P/E multipler. Omvendt opnås der en bemærkelsesværdig høj forklaringsgrad af de observerede P/B multipler. For EV/SALES og EV/EBIT opnås pæne forklaringsgrader. På den måde er modellerne overordnet set velegnede til estimering af multipler i teorien.

I praksis har de estimerede modeller imidlertid nogle udfordringer. For at teste præcisionen af de estimerede modeller er de blevet anvendt til at estimere multipler for datamaterialets selskaber. Med reference til Alford (1992) og Cooper & Cordeiro (2008) anvendes *absolute percentage errors*, til at vurdere modellernes præcision. Dette gøres ved at beregne de procentuelle afvigelser mellem de estimerede og reelle multipler og tage et gennemsnit heraf. I analysen ses det, at der er stor variation i præcisionen af de respektive multiplers regressionsmodeller. Det må konstateres, at EV/SALES multiplen er uegnet til at estimere multipler i praksis. De øvrige modeller er mere præcise end det er tilfældet for EV/SALES, men MAPE-værdierne findes stadig at være højere end tilsvarende værdier for alternative modeller.

Ved at tage alle de opnåede indsigter i betragtning til estimering af supermodellerne resulterer dette i mere præcise estimater end SARD-metoden, målt på tre ud af fire multipler, hvilket vurderes at være en stor succes. Supermodellerne slår endvidere også SARD på P/E multiplen, hvis der yderligere renses for Consumer Discretionary og Energy.

I det følgende vil der blive perspektiveret til OLS-metodens anvendelsesmuligheder herunder metodens relevans for analytikere og akademikere.

9.2 Anvendelsesmuligheder for OLS-metoden til estimering af multipler

De estimerede modeller har anvendelsesmuligheder, både for akademikere og analytikere i praksis. Fokus i denne afhandling har været på de akademiske anvendelsesmuligheder. Fra et akademisk synspunkt er det interessante, hvorvidt en given model er i stand til at forklare de observerede værdier for selskabers multipler. Dette testes ved at beregne forskellene mellem modellens estimater og de virkelige multipler. Det er dette, der er blevet refereret til som modellens prædiktionsevne. I praksis kan estimering af multipler have andre formål, der vil blive belyst i denne perspektivering.

Anvendelsesmulighederne for modellerne er mange for de estimerede modeller. Såfremt modellerne viser sig pålidelige, da har de den klare fordel, at de er nemme at anvende. Såfremt tilstrækkeligt præcise modeller kan specificeres, da vil metoden også resultere i mere retvisende estimater end alternative modeller, heriblandt peer groups baseret på industritilhørsforhold. Metoden er derfor et videnskabeligt redskab, der søger at mindske subjektiviteten i estimeringen af multipler.

For at anvende modellen kan koefficienterne eksempelvis downloades fra en database. Her kan de i MS Excel, eller tilsvarende programmer, hurtigt multipliceres med det givne selskabs nøgletal for at resultere i et estimat. Præcisionen af estimatet er en kendt størrelse, da modellens prædiktionsevne løbende vil blive analyseret. Nye koefficienter kan beregnes relativt let, når det ønskes. Koefficienter kan beregnes på ny for hvert kvartal i takt med, at nye kvartalsregnskaber offentliggøres.

Et mere oplagt anvendelsesområde vil være f.eks. Bloomberg terminaler, hvor man kunne estimere multipelværdier automatisk baseret på supermodellerne, som så kan aflæses side om side med de dagsaktuelle multipler. Dette er især relevant såfremt man lemper på antagelsen om efficiente kapitalmarkeder i den semi-stærke form, da det åbner op for handel på afvigelser i multiplerne ift. de, af supermodellerne, estimerede værdier. Udover at være nem at anvende og opdatere, så vil det også være nemt at implementere ændringer i selve undersøgelsesdesignet. Såfremt nye parametre viser sig at være signifikante kan de tilføjes i regressionen uden videre. Dette gør sig gældende for alle kvantificerbare determinerende parametre.

Ydermere kan mere kyndige statistikere implementere eventuelle ændringer i undersøgelsesdesignet, der forbedrer metodens opfyldelse af de gældende forudsætninger for pålidelige resultater af multipel lineær regression. Dette kan blandt andet være anvendelsen af polynomisk regression med avanceret statistisk software eller inklusionen af andre finansielle markeder i datagrundlaget.

Summarisk vil det være nemt for slutbrugeren at anvende modellen i alle tilfælde, da brugeren blot multiplicerer de relevante nøgletal med deres koefficienter. Slutbrugeren kan ydermere beregne multipler for

deres konkurrenter såfremt det ønskes. Endvidere kan slutbrugeren anvende metoden til at beregne effekten af en forbedring i en given parameter på deres multipler.

Eksempelvis kan et selskabs ledelse have som målsætning at forbedre afkastningsgraden eller ændre selskabets kapitalstruktur. Ved at indsætte de ønskede værdier frem for de reelle værdier i modellen kan et hypotetisk estimat af effekten på selskabets multipel beregnes. Denne metode kan også anvendes til at udvikle strategi. Mange strategiske beslutninger involverer et trade off. Ved at spore effekten af disse trade offs kan det vurderes, hvilken strategi, der har den største positive effekt på selskabets multipler. Det problematiske består derfor alene i, at påvise metodens relevans, da slutproduktet er let anvendeligt for både udbydere af estimerede koefficienter samt slutbrugerne.

9.3 Begrænsninger

Modellerne bygger på datasæt fra USA, hvilket forudsætter, at de selskaber modellerne anvendes på anvender samme regnskabspraksis som de testede selskaber, dvs. US GAAP og har samme indregningskriterier mm. Se afgrænsningsafsnittet for nærmere beskrivelse.

En model, som i denne afhandlings tilfælde, der er beregnet med udgangspunkt i det amerikanske aktiemarked, vil umiddelbart ikke være pålidelig for eksempelvist europæiske selskaber, om end den kan være indikativ. Det er derfor vigtigt at notere sig, for hvilke geografiske områder modellen er pålidelig, samt for hvilke selskaber og hvilken tidsperiode.

Datasættet er grundet COMPUSTATS opbygning, samt efter windsorizing, ufuldstændigt ift. S&P1500, med kun 846 selskaber repræsenteret. Dette vurderes dog ikke at give anledning til større bias, da observationerne er jævnt fordelt på hvert underindeks

En yderligere begrænsning i modellen, som anført under mulige årsager til manglende prædiktionsevne, er at metoden antager, at der er et lineært forhold mellem multipler og deres determinerende nøgletal. Metoden resulterer derfor i lineære approksimationer af en non-lineær funktion. Betydningen af dette er, at modellerne er mest anvendelige på selskaber og sektorer, der befinder sig i et *steady state*. Problematikken kan muligvis mitigeres ved anvendelse af polynomisk regression. Det er udenfor denne afhandlings formål at teste præcisionen af multiple polynomiske regressionsmodeller.

9.4 OLS-modellernes relevans for praktikere

At påvise OLS-metodens relevans er en kompliceret proces. Hvorvidt metoden er relevant afhænger af til hvilket formål den skal anvendes. De empirisk estimerede modeller er blevet vurderet ud fra deres akade-

miske relevans målt ved deres forklaringsgrad og prædiktionsevne relativt til alternative modeller. I praksis kan formålet med modellens anvendelse afvige fra et ønske om præcision.

For aktiespekulanter ønskes der værktøjer, der kan identificere aktiver, hvis indre værdi afviger fra deres pris. Asness, Frazzini, Israel, Moskowitz & Pedersen (2015) argumenter for, at kvalitetskarakteristika bør medføre en præmie, men, at den observerede præmie, der betales er relativt lav. Ved at konstruere en portefølje, der er lang i kvalitet og kort i "*junk*" opnår de et supernormalt afkast. De argumenterer for, at dette skyldes, at prisen der betales for kvalitetskarakteristika er for lav i praksis. Quality Minus Junk, QMJ, tankegangen er derfor et sådant værktøj.

Pålideligheden af denne afhandlings modeller bygger på antagelser om rationelle investorer og efficiente finansielle markeder i den semi-stærke form. Baseret på disse antagelser, samt opfyldelsen af forudsætningerne for pålidelige estimer, må modellens signifikante parametre være udtryk for den værdi markedet tillægger parametrene. Hvis det er sandt, kan det med en stærkt pålidelig model testes, om der kan handles på afvigelser mellem de i afhandlingen estimerede modellers estimat af en given multipel og den observerede multipel. Strategien ville gå ud på at konstruere en portefølje, der går langt i selskaber, hvis reelle multipel overstiger den estimerede multipel og kort i selskaber for, hvilket det omvendte gør sig gældende.

For private udbydere af OLS-modeller kan egeninteresser medføre, at formålet med metoden skifter fra at give et præcist estimat, til at give et biased estimat, der promoverer brugen af udbyderens model. Såfremt en udbyders model konsistent overvurderer multipler, da kan de tiltrække kunder, der ønsker at fastsætte en salgspris på deres selskab. Dette kan medføre, at der indbygges et sådant bias i de private udbyderes modeller. Dette svarer til scenariet op til finanskrisen, hvor kreditvurderingsselskabers konkurrerede på det billede deres kreditvurderinger tegnede af deres kunder, snarere end retvisende vurdering af selskabers kreditværdighed (CFR, 2017).

Såfremt investeringsbanker vælger at anvende denne afhandlings modeller, eller varianter heraf, da vil det være væsentligt at føre kontrol med investeringsbankernes metoder til værdiansættelse af selskabers værdi med OLS, således at manipulation ikke forekommer. Imidlertid er det positive, at en sådan kontrol vil være relativt let at udføre. Ved at indhente selve modellen fra investeringsbanken kan dens prædiktionsevne testes og det kan aflæses om modellen resulterer i et signifikant positivt eller negativt bias ved at studere modellens residualer. Det vil derfor være svært at undgå afsløring af eventuel manipulation af denne afhandlings modeller.

For private selskaber, der anvender denne afhandlings modeller kan formålet, som nævnt ovenfor, være at generere konsistent biased estimater. Aktionærerne i selskaber, der ønskes solgt, kan have en interesse

i, at anvende en model, der overvurderer selskabets multipel med henblik på at opnå en højere salgspris. Der vil ofte blive anvendt flere modeller, opstillet i et såkaldt *'football field'*, heriblandt, cash flow- og residualindkomstmodeller, og multipler, men hvor prisen udregnes som gennemsnit af flere metoder, vil en opad biased OLS-model påvirke prisen positivt.

For købende selskaber vil det omvendte være tilfældet. Bias kan eksempelvis skabes ved, at til- eller fravælge at korrigere for industri og/eller at anvende konservative eller liberale forventede vækstrater. For private selskaber vil det være sværere at afsløre brugen af en biased model. Det kræver, at finanstilsynet per opfordring eller af egen indskydelse undersøger den anvendte valueringsmetode og finder, at den er biased.

Der kan være flere anvendelsesmuligheder i praksis, hvor forskellige egenskaber ved OLS-modellerne er i fokus. For finanstilsynet og SKAT vil det være modellernes præcision, på linje med det akademiske formål. For den enkelte investor eller børsmægler kan det ønskes at indbygge negativt bias i modellen for at minimere risikoen for tab. Det tilrådes ikke at gøre dette. I praksis bruges metoden til tider for at reducere tabsrisikoen ved investeringer gennem en kunstig forøgelse af projektets kapitalomkostninger. Dette kan øge graden af subjektivitet i metoden og derfor føre til forkerte konklusioner (Hodder & Riggs, 1985). Det samme argument bør gøre sig gældende for estimeringen af multipler. Ved at introducere subjektivitet i modellen øges risikoen for at træffe forkerte beslutninger angående køb og salg af finansielle aktiver.

Slutteligt bør det noteres, at OLS-metoden kan anvendes til at generere en empirisk model for enhver given multipel. Det er derfor en mulig fejlkilde, at der ikke kan gives et klart svar på, hvilken eller hvilke multipler, der bør estimeres. Denne fejlkilde har metoden imidlertid til fælles med alternative modeller, inklusive det harmoniske gennemsnit af observerede multipler i peer groups.

Denne afhandlings undersøgelsesdesign har haft et akademisk formål for øje, men som det følger af perspektiveringen har de estimerede modeller visse egenskaber, der kan gøre dem attraktive for praktikere til forskellige formål. På den vis lægges der op til, at undersøgelsesdesignet kan videreudvikles, således at modellerne optimeres, hvorefter deres værdi i praksis kan testes.

Kapitel 10

10.0 Konklusion

Formålet med denne afhandling er at specificere og teste præcisionen af estimeringen af multipler med multipel lineær regression baseret på selskaber i S&P 1500 indekset. Fremgangsmåden indebærer et brud med den klassiske estimering af multipler som et gennemsnit af observerede multipler for en mindre gruppe af sammenlignelige selskaber, dvs. anvendelse af peer grouper. Derved flyttes fokus fra, hvordan denne peer group udvælges, over til om mere præcise estimater kan opnås ved at foretage regression på de teoretisk determinerende parametre for multipler.

I afhandlingen er der foretaget et litteraturstudie af udvalgte tekster (Bhojraj & Lee, 2002 Plenborg et al, 2017 og Asness, Frazzini & Pedersen, 2014), der omhandler udvælgelseskriterier for konstruktionen af peer groups. Disse tekster finder, at der er evidens for, at selskabers nøgletal er determinerende for værdien af deres multipler. Der forefindes teoretisk grundlag for dette i form af Arbitrage Pricing Theory (Ross, 1976).

Motiveret af disse empiriske og teoretiske fund er afhandlingens analyse centreret om estimeringen af multipler ved anvendelse af kvantificerbare determinerende parametre samt surrogater herfor. Det var håbet, at den Ordinary Least Squares-estimering ville resultere i modeller med bedre prædiktionsevne end tilsvarende modeller beskrevet i de udvalgte tekster. Afhandlingen er således et forsøg på at udvikle en best practice-metode for såvel analytikere som akademikere.

De indledende empiriske resultater viste sig ikke at være imponerende om end forklaringsgraden og prædiktionsevnen varierede meget blandt modellerne. Regressionsmodellerne viser tydeligt, at der er et determinerende forhold mellem multipler og nøgletal, men præcisionen var ikke acceptabel samtidig med, at forudsætningerne om linearitet viste sig at være en udfordring for alle fire modeller.

Efterfølgende er resultaterne af de empirisk estimerede modeller blevet underkastet robusthedstest for deres følsomhed overfor faktorer som selskabsstørrelse, sektortilhørsforhold, tid og metode til måling af modellernes prædiktionsevne. På baggrund af disse vurderes modellerne at ikke være robuste overfor alle faktorerne, da inklusionen af sektor og Market Cap viste sig markant bedre, hvilket er i overensstemmelse med resultaterne fra Bhojraj & Lee (2002), samt Plenborg et al (2017). Der var desuden markante forskelle i de fire modellers evne til at prædikte forskellige sektorers multipler.

Med de tidligere resultater in mente er undersøgelsesdesignet blevet respecificeret med henblik på at udvikle mere præcise modeller. De nye iterationer af undersøgelsesdesignet inkluderer yderligere signifikante parametre, i form af markedskapitalisering og EBITmarginen for at øge modellernes præcision og korrigere for selskabsstørrelse. Derudover er modellerne blevet estimeret sektor for sektor

for at indfange effekten af sektortilhørsforhold i modellernes prædiktionsevne. På den måde tages der højde for den forklarende effekt af industri på multipler.

De nye supermodeller udviser, ligesom de oprindelige modeller, variation i prædiktionsevnen og forklaringsgraden mellem sektorerne. Overordnet viste de nye modellerne sig at være en signifikant forbedring over de oprindelige modeller.

Blandt sektormodellerne viste prædiktionsevnen af regressionsmodellerne for Informations Technology- og Financials sektorerne sig at være konsistent uacceptable. Derfor præsenteres tillige den gennemsnitlige prædiktionsevne af sektormodellerne renset for disse to sektorer.

I de rensede supermodeller opnås en imponerende prædiktionsevne for hver af modellerne. I 3 ud af 4 af de analyserede multipler overgår de rensede supermodeller SARD-metodens prædiktionsevne (Plenborg et al, 2017), mens der for P/E-multiplen er tale om en mindre afvigelse. Mest iøjnefaldende er det respecificerede undersøgelsesdesigns evne til at estimere P/B-multipler på tværs af sektorerne.

Denne afhandling yder derfor overbevisende evidens til fordel for, at estimering af multipler med regression kan anvendes til at opnå unbiased præcise estimater af P/E, P/B, EV/SALES og EV/EBIT multipler. Analysens resultater indikerer ydermere, at industritilhørsforhold har en determinerende effekt på multipelværdiansættelse, der er forskellig fra effekten af finansielle og regnskabsmæssige nøgletal som argumenteret for af Plenborg et al (2017).

Afhandlingens analyse er afgrænset til alene at vurdere prædiktionsevnen af disse fire multipler baseret på selskaberne i det amerikanske S&P 1500-indeks i tidsperioden 1995 til 2014. Resultaterne er dermed alene indikative udenfor disse afgrænsninger, hvilket giver anledning til opfølgende studier.

Litteraturliste

Artikler

D'Agostino, R. B., A. J. Belanger, & R. B. D'Agostino, Jr. 1990. *A suggestion for using powerful and informative tests of normality*. American Statistician 44.

Plenborg, T., Knudsen, J. O. & Kold S., V. 2017. *Stick to the fundamentals and discover your peers.* CBS.

Knudsen, J. O. & Kold S., V. 2015. *On The Accuracy of Comparable Firm Selection Methods for Multiple Valuation.* CBS.

Bhojraj, S., & Lee, C. 2002. *Who Is My Peer? A Valuation- Based Approach to the Selection of Comparable Firms*, Journal of Accounting Research 40.

Ross, S. A. 1976. *The arbitrage theory of capital asset pricing.* Journal of Economic Theory 13.

Modigliani, F.; Miller, M. 1958. *The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment*. *American Economic Review*.

Fama, E, & French, K. 2001. *Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics Or Lower Propensity To Pay?*. Journal of Financial Economics 60.

Fama, E, & Kenneth French. 2002. *The Equity Premium*. The Journal of Finance 15.

Alford, A. 1992. *The Effect of the Set of Comparable Firms on the Accuracy of the Price-Earnings Valuation Method*. Journal of Accounting Research 30.

PwC. 2016. *Værdiansættelse afvirksomheder: Sådan fastlægges afkastkravet i praksis.*

Asness, C. S., Frazzini, A., Israel, R., Moskowitz, T., J. & Pedersen, L. H. 2015. *Size Matters If You Control Your Junk*. Wharton University.

Asness, C., Frazzini, A. & Pedersen, L. H. 2013. *Quality Minus Junk*. Yale University.

Miller, M H., & Modigliani, F. 1961. *Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares*. The Journal of Business 34.

Easterbrook, F. H. 1984. *Two Agency-Cost Explanation of Dividends*. The American Economic Review 74.

Jensen, M C. 1986. *Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers*. The American Economic Review 76.

Beaver, W. & Morse, D. 1978. *What Determines Price-Earnings Ratios?* Financial Analysts Journal 34.

Fairfield, P. 1994. *P/E, P/B and the Present Value of Future Dividends*. Financial Analysts Journal 50.

Hansen, C. K., Mouritsen, J. & Plenborg, T. 2003. *Sammenhænge mellem P/E og K/IV nøgletal i teori og praksis*, Ledelse & Erhvervsøkonomi 67.

Harris, R. S., & Marston, F. C. 1994. *Value versus Growth Stocks: Book-to-Market, Growth, and Beta*, Financial Analysts Journal 50.

Bernheim, B. D. & Wantz, A. 1995. *A Tax-Based Test of the Dividend Signaling Hypothesis*. The American Economic Review 85.

Cooper, I. & Cordeiro, L. 2008. *Optimal Equity Valuation Using Multiples: The Number of Comparable Firms*. London Business School.

Modigliani, F.; Miller, M. 1958. *The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment*. American Economic Review.

Dittmann, I. & Weiner, C. 2005. *Selecting Comparables for the Valuation of European Firms, Working Paper*. Erasmus School of Economics.

Dittmann, I, & Maug, E. 2008. *Biases and Error Measures: How to Compare Valuation Methods*. Mannheim Finance.

Lie, E, & Lie, H. J. 2002. *Multiples Used to Estimate Corporate Value*. Financial Analyst Journal 58.

Baker, M, & Ruback, R. S. 1999. *Estimating Industry Multiples.* Harvard University.

Porter, M. 2008. *The Five Competitive Forces That Shape Strategy.* Harvard Business Review.
Goedhardt, M., Koller, T. & Wessels, D. 2005. The right role for multiples in valuation McKinsey.

Baker, M. & Ruback, R. 1999. *Estimating Industry Multiples.* Harvard University.

Fama, E. 1970. *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*. The Journal of Finance 25.

Yamano, T. 2009. *Advanced Econometrics: Heteroskedasticity and Robust Estimators.* University of Tokyo.

Hodder, J. E. & Riggs, H. E. 1985. *Pitfalls in Evaluating Risky Projects.* Harvard Business Review.

Frost, J. 2011. *Linear or Nonlinear Regression? That Is the Question.* Minitab.

Bøger

Makridakis, S. G., Wheelwright, S. C., Hyndman, R. J. 1998. *Forecasting.* Wiley.

Petersen, C. V., & Plenborg, T. 2012. *Financial Statement Analysis*. Financial Times.

Parum, C. 2015. *Corporate finance: elleve artikler om kapitalstruktur, kapitalomkostninger, udlodningspolitik, skattesystem, værdiansættelse og det danske kapitalmarked.* Jurist- og Økonomforbundet.

Christensen, M. 2014. *Obligationsinvestering - teori og praktisk anvendelse.* Jurist- og Økonomforbundet.

Stock, J. H., & Watson, M. W. 2011. *Introduction to Econometrics.* Pearson.

Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. 2013. *Investments.* McGraw-Hill.

Palepu, K. G., P. M. Healy & E. Peek. 2013. *Business analysis and valuation.* Cengage Learning,

Christensen, L., & Rasmussen, J. H. 2013. *Microeconomics*. Pearson.

Hill, C. W. L. & Jones, G. R. 2010. *Strategic Management.* Censage.

Internetartikler

MSCI, 2015, GICS Factsheet.
Kilde: msci.com/resources/factsheets/MSCI Global Industry Classification Standard.pdf.

Damodaran, A. 2017. Stern.
Kilde: http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/

Business Insider. 2010.
Kilde: http://www.businessinsider.com/heres-why-the-dot-com-bubble-began-and-why-it-popped-2010-12?r=US&IR=T&IR=T

Verdensbanken. 2017.
Kilde: http://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.CD

NIST - Heckert, Alan. U.S. Commerce Department. 2002.
Kilde: http://www.itl.nist.gov/div898/software/dataplot/refman1/auxillar/partregr.htm

Ball, J. 2014. The Guardian.
Kilde: https://www.theguardian.com/technology/2014/jul/25/facebook-valuation-billions-market-buy-sell-profit

Snyder, J. 2012. *The intuition of robust standard errors.* UCLA.
Kilde: http://www.anderson.ucla.edu/faculty/jason.snyder/the-intuition-of-robust

Bloomberg. 2016.
Kilde: https://www.bloomberg.com/news/articles/2016-06-13/microsoft-to-buy-linkedin-in-deal-valued-at-26-2-billion-ipe079k9

Investopedia. 2017.
Kilde: http://www.investopedia.com/articles/01/080101.asp

University of Alabama. 2017.
Kilde: http://www.math.uah.edu/stat/sample/CLT.html

Council on Foreign Relations. 2017
Kilde: http://www.cfr.org/financial-crises/credit-rating-controversy/p22328

Bilag

Bilag 1 – Fuldt regressionsoutput for 1994-2014

PE

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
ROE	-29,11177	-33,95094	-119,4961	-55,17261	-18,27449	-1,917906	-5,142788	-6,165343	-7,138592	-24,74327	-13,64703	-25,54181	-28,01429	-14,73336	-26,56359	-1,42978	-7,641669	-26,43017	-0,568392	-51,60397
ROIC	23,0742	1,147226	42,72945	31,95615	9,483552	2,657299	9,449496	4,257007	6,225116	9,843809	1,753765	1,031406	8,163659	9,268699	8,545319	6,150005	1,722324	3,179276	17,38895	9,003801
ROA	-27,35913	123,4264	23,21215	14,28006	14,45199	31,61927	44,65841	63,73251	-2,221461	35,37399	60,93805	100,8916	112,1384	39,51988	61,81681	23,05237	24,05194	94,25344	-49,70956	66,84886
Growth	30,80796	30,13695	75,68279	27,32025	11,28376	98,51769	11,24231	49,16677	55,46964	104,5472	46,13973	26,72852	8,754111	11,78871	1,513668	40,18261	47,18949	4,097938	25,71891	31,74633
NetDebt/EBI	-1,359369	1,309803	0,450684	-2,474356	-3,841526	-0,973059	1,331145	0,793437	-0,843353	-0,536683	-1,139988	-1,80438	-0,337117	-0,957666	-0,576614	-0,922272	-2,180283	-0,904065	-0,829956	-1,689037
Leverage	94,84947	41,63138	69,21328	109,3414	120,267	33,02953	34,46968	38,40861	56,11796	47,37144	73,0492	88,07985	63,08137	70,87566	52,23105	72,14428	77,53055	76,78184	89,94984	106,5155

PB

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
ROE	6,9948	13,40739	15,53378	16,92399	6,808654	1,867966	3,180491	4,859438	5,276904	14,1209	12,38805	12,83102	13,51142	7,135162	7,464247	0,778214	4,61513	12,98579	0,345777	14,5008
ROIC	2,494153	0,510467	1,186171	3,020811	1,619671	0,962258	2,556108	0,853955	1,233029	1,928927	0,325552	0,048817	1,00644	2,503509	1,320224	2,497056	1,070397	0,382236	4,810897	0,905899
EARNINGS	0,000372	-0,000484	-9,77E-05	-7E-05	0,001696	0,001372	0,000302	0,000388	0,000297	-6,98E-06	1,56E-05	-3,66E-05	-6,67E-05	-7,42E-06	-2,52E-05	0,00011	7,66E-05	-5,22E-05	-9,15E-06	-8,97E-05
FGEAR	-1,34936	-2,768214	-0,956408	-2,863007	-0,559446	-1,971944	-0,965193	-0,748727	-0,533728	-0,322233	-0,209685	-0,18075	-0,247423	-0,021899	-0,260269	-1,24201	-1,803707	-0,617307	-1,623546	-0,932056
Growth	0,866159	1,681423	0,678354	0,625385	0,374523	7,196019	0,419231	0,49338	1,043637	2,474562	2,082688	1,360544	0,27448	0,264796	0,07038	0,369454	0,797387	0,070808	0,069745	0,709651
NetDebt/EBI	-0,031754	0,057007	0,002479	0,206644	-0,061642	-0,056152	0,013415	-0,089763	-0,013866	-0,000237	-0,02785	-0,098134	-0,016499	-0,032144	-0,001672	-0,059591	-0,032741	-0,028976	-0,004069	-0,028462
Leverage	5,302546	4,486467	2,10184	1,823788	5,725268	7,481225	6,808828	8,11055	4,844243	1,210096	2,746533	3,989906	2,579086	3,550983	1,888287	10,33156	8,542417	3,310445	9,281647	4,016976

EV/SALES

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
FGEAR	-0,674371	-1,410637	0,090206	0,341685	-0,01208	-0,234075	1,241787	1,04895	0,749808	1,243967	1,013557	0,976907	0,82561	0,069239	0,393352	0,850733	0,631779	0,325394	0,783402	1,133625
SALES	-1,81E-05	-1,78E-05	-2,08E-05	-1,39E-05	4,43E-05	1,03E-05	3,9E-06	2,11E-06	-4,66E-07	-1,52E-05	-4,2E-06	-2,82E-06	-2,2E-06	-1,52E-06	-2,27E-06	-1,42E-06	-7,42E-06	-4,42E-06	-8,36E-06	-9,72E-06
ROIC	2,138903	0,618839	3,091455	3,491554	0,877021	0,407737	1,722485	0,514428	0,93666	2,674196	0,395603	0,047887	1,306857	1,027592	1,265541	1,354477	0,667273	0,625907	1,754979	1,065898
Beta	0,460723	0,971168	0,491518	0,670614	1,418377	2,440348	0,87083	1,148913	0,705825	1,07484	0,875645	1,028237	0,644784	0,648602	0,398272	0,906489	0,933348	0,634038	0,694409	0,995412
Leverage	3,022564	3,483516	2,443916	2,307318	0,325734	-0,233135	0,967811	2,867634	2,707465	2,346656	3,831237	2,885387	2,901451	4,397211	1,618665	1,092453	3,774304	4,389125	3,974298	3,81105

EV/EBIT

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
EBIT	0,000394	0,000402	-9,2E-05	0,001209	0,001761	0,001039	7,61E-05	-1,24E-05	1,31E-05	2,82E-05	-1,13E-05	-8,55E-05	-0,000127	-0,000141	7,92E-05	-6,63E-05	-0,00011	-0,000103	-0,000173	-0,000214
NetDebt/EBI	-0,101487	1,134974	-0,396898	-0,306778	-0,769662	-0,648669	0,124021	-0,369354	-0,425412	-0,207446	-0,382302	-0,290363	0,276342	0,073143	-0,019775	0,058721	-0,585425	-0,627342	-0,212403	-0,89078
Growth	23,73746	14,02778	7,214352	17,13599	3,08022	40,00244	2,328546	6,913025	15,49368	23,64342	20,40185	9,339228	1,778981	3,577911	0,806601	4,948539	6,91085	0,84134	6,676736	10,31317
Beta	2,778246	5,91206	5,472165	5,637205	9,159096	9,948959	7,350707	8,254522	5,005251	10,1297	5,479698	6,700145	7,444396	7,319924	4,925938	9,641192	6,820566	4,883619	6,150469	6,047795
Leverage	23,20269	8,754509	30,01887	23,91831	17,68292	2,151822	18,85236	31,70008	27,66596	16,2406	31,19627	23,92903	15,61212	16,24468	14,8861	8,285291	25,16214	29,89491	26,15549	33,84086

Bilag 2 – Regressionsoutput for selskabsstørrelse

P/E multiplen

Linear regression

Number of obs	846
F(7, 839)	164.94
Prob > F	0.0000
R-squared	0.3361
Root MSE	43.094

PE	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	-51.68742	13.19525	-3.92	0.000	-77.587	-25.78784
ROIC	8.908385	4.179193	2.13	0.033	.7054834	17.11129
ROA	65.58759	27.0863	2.42	0.016	12.42272	118.7525
Growth	31.77675	11.97034	2.65	0.008	8.281415	55.27209
NetDebtEBIT	-1.689222	.6062247	-2.79	0.005	-2.879118	-.4993272
Leverage	106.1988	13.75665	7.72	0.000	79.19731	133.2003
MKTCAP	.0000151	.0000293	0.51	0.608	-.0000425	.0000726

P/B multiplen

Linear regression

Number of obs	846
F(8, 838)	231.71
Prob > F	0.0000
R-squared	0.8658
Root MSE	1.6052

PB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ROE	14.66529	1.270763	11.54	0.000	12.17104	17.15955
ROIC	.6818685	.258781	2.63	0.009	.1739334	1.189803
EARNINGS	-.0008777	.0001604	-5.47	0.000	-.0011926	-.0005628
FGEAR	-.7781244	.2468079	-3.15	0.002	-1.262559	-.2936902
Growth	.6644817	.268559	2.47	0.014	.1373543	1.191609
NetDebtEBIT	-.0306373	.0113488	-2.70	0.007	-.0529126	-.0083619
Leverage	3.353253	.698658	4.80	0.000	1.981927	4.724578
MKTCAP	.0000596	.000011	5.41	0.000	.0000379	.0000812

EV/SALES multiplen

Linear regression

Number of obs	846
F(6, 840)	169.90
Prob > F	0.0000
R-squared	0.5753
Root MSE	2.3464

EVSALES	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
FGEAR	1.178493	.3179584	3.71	0.000	.554407	1.80258
SALES	-.0000473	8.79e-06	-5.38	0.000	-.0000646	-.0000301
ROIC	.8355141	.1917001	4.36	0.000	.4592467	1.211782
Beta	1.016198	.0950264	10.69	0.000	.829681	1.202715
Leverage	3.430067	.753075	4.55	0.000	1.951937	4.908196
MKTCAP	.0000328	6.64e-06	4.95	0.000	.0000198	.0000459

EV/EBIT multiplen

Linear regression

Number of obs	846
F(6, 840)	214.00
Prob > F	0.0000
R-squared	0.6495
Root MSE	12.69

EVEBIT	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
EBIT	-.0010418	.0002278	-4.57	0.000	-.0014889	-.0005947
NetDebtEBIT	-.8760352	.2109363	-4.15	0.000	-1.290059	-.4620111
Growth	10.23251	3.710179	2.76	0.006	2.950196	17.51481
Beta	5.975258	.5827609	10.25	0.000	4.831419	7.119096
Leverage	32.77441	3.048235	10.75	0.000	26.79136	38.75746
MKTCAP	.0001163	.0000255	4.55	0.000	.0000662	.0001665

Bilag 3 – Komplekse logaritmer

Logaritmen af negative værdier kan opnås ved brugen af læren om komplekse tal, Eulers identitet og regnereglerne for logaritmiske funktioner:

$$Ln(-10) = Ln(10 \cdot (-1))$$

Ved at udnytte sumreglen fås:

$$Ln\big(10 \cdot (-1)\big) = Ln(10) + Ln(-1)$$

Eulers identitet udnyttes til at opnå et udtryk for ln(-1):

$$e^{i \cdot \pi} + 1 = 0 \rightarrow e^{i \cdot \pi} = -1 \rightarrow Ln\big(e^{i \cdot \pi}\big) = Ln(-1) \rightarrow i \cdot \pi = Ln(-1)$$

Ved indsættelse fås det komplekse udtryk for Ln(-10):

$$Ln(-10) = Ln(10) + i \cdot \pi$$

Bilag 4 – Regressionsoutput for supermodellerne

EV/EBIT	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
EBIT	0,0008	-0,0044	-0,0013	-0,0026	-0,0030	-0,0041	-0,0015	-0,0061	-0,0017	**-0,0026**
NetDebtEBIT	2,9120	-3,2704	-0,0463	2,2261	3,9522	1,9095	-0,9463	3,2704	2,4237	**2,2261**
Growth	5,1048	5,8485	41,2652	58,5533	17,3972	22,0356	31,1285	3,6820	9,8999	**17,3972**
Beta	4,6643	8,1463	0,4058	2,0937	6,5240	5,2678	1,7313	5,7480	4,5068	**4,6643**
Leverage	2,6945	3,8529	42,0194	-10,2234	-13,5470	9,0444	2,4268	1,9293	18,6229	**2,6945**
FGEAR	-11,1824	49,5647	0,7950	-7,6957	-26,2391	-19,8893	7,4185	-30,4523	-30,9531	**-11,1824**
EBITmargin	11,2349	9,0858	2,4539	33,5735	78,6348	10,8814	54,2652	43,6779	14,5604	**14,5604**
MKTCAP	-0,0001	0,0004	0,0002	0,0003	0,0003	0,0004	0,0001	0,0004	0,0002	**0,0003**
R^2	**0,9942**	**0,8151**	**0,7193**	**0,9111**	**0,9271**	**0,8432**	**0,9479**	**0,9426**	**0,6759**	**0,9111**

EV/SALES	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
Growth	2,8133	1,3621	1,8338	2,1881	1,3341	0,8430	1,7462	0,2617	1,1846	**1,3621**
SALES	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	**0,0000**
EBITmargin	12,6339	16,9845	8,5740	15,2418	16,7677	12,1746	1,6981	17,5073	13,0934	**13,0934**
Leverage	0,9647	-0,5896	10,9125	-0,9498	-0,9186	0,4608	-1,7370	-1,0331	1,5535	**-0,5896**
R^2	**0,9823**	**0,8680**	**0,8643**	**0,9307**	**0,9607**	**0,9284**	**0,9205**	**0,8359**	**0,7669**	**0,9205**

P/B	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
ROE	10,0180	14,9291	11,7105	20,9231	5,3042	19,5272	13,7650	15,6340	11,1470	**13,7650**
ROIC	5,5027	0,7380	0,6439	0,0838	6,5150	-1,0595	5,7294	2,9017	2,7982	**2,7982**
EARNINGS	-0,0013	-0,0010	-0,0006	-0,0017	-0,0048	-0,0042	-0,0025	-0,0018	-0,0005	**-0,0017**
FGEAR	-0,9550	-0,4036	-0,0071	-0,9650	-0,6467	-2,1868	1,8686	-1,1148	-3,1402	**-0,9550**
Growth	0,4031	1,3360	1,8464	3,5310	-2,9827	0,9962	0,9267	0,1598	-0,0002	**0,9267**
NetDebtEBIT	0,0762	-0,0452	-0,0819	0,1802	-0,6992	-0,0548	-0,0201	-0,0039	0,1721	**-0,0201**
Leverage	1,4687	3,0964	4,2018	-0,2317	13,5443	3,7906	-0,9158	2,1096	3,9538	**3,0964**
MKTCAP	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001	0,0000	**0,0001**
R^2	**0,9928**	**0,8670**	**0,8699**	**0,8986**	**0,9743**	**0,9113**	**0,9461**	**0,9554**	**0,8738**	**0,9113**

P/E	Utilities	Informations technology	Financials	Health care	Consumer Staples	Consumer Discretionary	Industrials	Materials	Energy	Median
ROE	-51,9087	-85,3154	-136,1734	-130,6599	-9,1635	-3,0591	-21,3485	-40,5246	-48,9441	**-48,9441**
Earnings	-0,0137	-0,0057	-0,0054	-0,0124	-0,0222	-0,0727	-0,0419	-0,0153	-0,0068	**-0,0137**
Beta	3,1220	12,8760	-4,7182	4,3871	7,7546	6,8775	1,4353	6,5695	17,8594	**6,5695**
Growth	21,1798	20,1735	221,2785	76,6123	15,7348	43,3848	28,2463	6,6767	9,0515	**21,1798**
NetDebtEBIT	2,2728	-2,3532	0,2103	0,0880	-0,4563	-2,9957	-1,4294	-0,5262	3,7142	**-0,4563**
Leverage	14,3030	111,1969	69,5867	73,4181	10,0483	39,1432	66,1080	36,7984	-15,7590	**39,1432**
EBITmargin	18,0523	47,7346	18,9764	97,7134	13,3137	20,8863	71,0450	83,7227	8,6663	**20,8863**
MKTCAP	0,0007	0,0003	0,0004	0,0007	0,0010	0,0039	0,0023	0,0007	0,0006	**0,0007**
R^2	**0,9506**	**0,3533**	**0,6027**	**0,6339**	**0,9184**	**0,6503**	**0,7657**	**0,8318**	**0,7431**	**0,7431**